

AMAURI DE SOUZA PORTO JUNIOR

**EQUILÍBRIOS MÚLTIPLOS E OS CLUBES DE CONVERGÊNCIA DE RENDA PER
CAPITA: UM MODELO ECONOMETRICO PARA A PROBABILIDADE DE
TRANSIÇÃO ENTRE CLUBES**

**CURITIBA
MARÇO DE 2012**

**UNIVERSIDADE FEDERAL DO PARANÁ
SETOR DE CIÊNCIAS SOCIAIS APLICADAS
DEPARTAMENTO DE ECONOMIA
PROGRAMA DE PÓS-GRADUAÇÃO EM
DESENVOLVIMENTO ECONÔMICO**

**EQUILÍBRIOS MÚLTIPLOS E OS CLUBES DE CONVERGÊNCIA DE RENDA PER
CAPITA: UM MODELO ECONOMETRICO PARA A PROBABILIDADE DE
TRANSIÇÃO ENTRE CLUBES**

Dissertação apresentada ao Programa de Pós
Graduação em Desenvolvimento Econômico
da Universidade Federal do Paraná como pré-
requisito para a obtenção do grau de Mestre.

Orientador: Prof. Dr. Flávio de Oliveira
Gonçalves

**CURITIBA
MARÇO DE 2012**

TERMO DE APROVAÇÃO**AMAURI DE SOUZA PORTO JUNIOR****EQUILÍBRIOS MÚLTIPLOS E OS CLUBES DE CONVERGÊNCIA DE RENDA PER
CAPITA: UM MODELO ECONOMETRICO PARA A PROBABILIDADE DE
TRANSIÇÃO ENTRE CLUBES**

Dissertação aprovada como requisito para a obtenção do título de Mestre do Curso de Pós-Graduação em Desenvolvimento Econômico da Universidade Federal do Paraná pela seguinte banca:

Orientador: Prof. Dr. Flávio de Oliveira Gonçalves (Presidente)
Departamento de Economia da UFPR.

Banca: Prof. Dr. Maurício Vaz Lobo Bittencourt
Departamento de Economia da UFPR.

Banca: Prof. Dra. Eva Yamila Amanda da Silva Catela
Departamento de Economia da UFSC.

AGRADECIMENTOS

Agradeço aos meus pais, Amauri e Fátima, e à minha irmã, Alexandra, por todo o amor dedicado ao longo de toda minha vida.

Aos amigos conquistados nos últimos dois anos no mestrado do PPGDE: Ana Elisa, Ana Paula, Antônio Albano, Mestre Antônio Almeida, Beatrice, Mestre Cadu, Helena, Mestre Karlo, Leonardo, Pedro, Rafael e Tiago. Em especial à senhorita Ariene Salgueiro e aos Estimados Mestres Gilberto e Cleiton. A essa moça agradeço por toda a paciência com a minha inesgotável capacidade para amolações. Aos dois amigos, que além de excelentes *companheiros de sela*, honraram-me com seus nobilíssimos argumentos, conselhos e ajudas. A *bródarrudagem* certamente não tem preço e nem limites.

Agradeço aos Cardeais, Eduardo e Suliene, Gabriel, Rafael e Karina, Agostinho e Lúcia, pela amizade, por toda força dada e pelo acolhimento em sua residência, a Distinta República Neo-Liberal.

Ao meu orientador, professor Flávio Gonçalves, pela amizade, pela orientação para a elaboração desse trabalho e também por todos os conselhos dados ao longo da jornada do Mestrado.

Agradeço também aos professores Maurício Bittencourt, Fernando Motta, Luciano Nakabashi, Armando Sampaio, Adriana Sbicca, Luis Esteves, Marco Cavallieri e Iara Vigo por desempenharem papéis fundamentais em minha formação acadêmica.

A toda a turma do NAPPE: Rogério, WJ, Carlos Eduardo, Marco Túlio e Fernanda, por toda colaboração prestada, pelas conversas e pelo companheirismo.

Agradeço aos professores João Basílio Pereima e Eva Yamila Catela por terem gentilmente aceitado o convite para participação da banca de avaliação desse trabalho.

Agradeço às secretárias do PPGDE Ivone e Áurea pela sempre eficiente e espontânea colaboração sempre que me foi necessário.

Aos amigos da UFSC que, de algum modo, sempre estão ao meu lado: Leonardo, Dok, Carmona, Paulinha, Bea, Zé, Aline, Segura e Fabinho.

Agradeço aos meus amigos de Criciúma: Guilherme, Marcelo e Gabriel. Posso sair por aí falando que já conheço essa turma há mais de dez ou quinze anos. Estou ficando velho?

Por fim agradeço à Luiza que sempre esteve ao meu lado nesses últimos anos. Seu carinho e amor foram fundamentais, superaram a distância, e muito me ajudou. Indispensável.

*“A subtle thought that is in error may yet give rise to
fruitful inquiry that can establish truths of great value.”*

Isaac Asimov

SUMÁRIO

LISTA DE FIGURAS.....	v
LISTA DE GRÁFICOS	vi
LISTA DE TABELAS.....	vii
LISTA DE SIGLAS.....	viii
RESUMO.....	ix
ABSTRACT	x
1. INTRODUÇÃO	1
2. REFERENCIAL TEÓRICO.....	4
2.1. O MODELO DE CRESCIMENTO NEOCLÁSSICO	4
2.2. CONVERGÊNCIA E EQUILÍBRIOS MÚLTIPLOS.....	9
2.3. EVIDÊNCIAS EMPÍRICAS E FATOS ESTILIZADOS.....	14
2.4. ARMADILHA DA POBREZA	17
2.4.1. <i>O modelo de Azariadis e Stachurski</i>	17
2.4.2. <i>A fuga da armadilha da pobreza</i>	19
3. METODOLOGIA	21
3.1. MODELO DE MISTURAS FINITAS	21
3.1.1. <i>Definição</i>	21
3.1.2. <i>Variável de teste</i>	21
3.1.3. <i>Variável dependente para o teste multinomial logit</i>	22
3.2. MODELO MULTINOMIAL LOGIT	23
3.2.1. <i>Definição</i>	23
3.2.2. <i>Variáveis independentes</i>	24
3.3. BASES DE DADOS.....	27
4. RESULTADOS.....	28
4.1. RESULTADOS DOS MODELOS DE MISTURAS FINITAS.....	28
4.1.1. <i>Clubes de convergência</i>	28
4.1.2. <i>Migração entre clubes de convergência</i>	31
4.2. RESULTADOS DO MODELO MULTINOMIAL LOGIT.....	32
4.2.1. <i>Apresentação dos resultados</i>	32
4.2.2. <i>Efeitos marginais</i>	36
4.2.3. <i>Os resultados e o modelo de Azariadis e Stachurski</i>	38
5. CONSIDERAÇÕES FINAIS	39
6. REFERÊNCIAS	41
ANEXO I.....	44

LISTA DE FIGURAS

Figura 1: Exemplos de funções de densidade de probabilidade para $k(0)$ e $k(*)$: convergência absoluta (A) e convergência condicional (B).	12
Figura 2: Exemplos de modelo convexo de convergência condicional (A) e modelo não-convexo de equilíbrios múltiplos (B).	14

LISTA DE GRÁFICOS

Gráfico 1: Densidade do log da renda por trabalhador para 143 países	15
Gráfico 2: Simulação da dinâmica de capital físico por trabalhador para quatro economias distintas.....	19

LISTA DE TABELAS

Tabela 1: Critério de informação de Akaike (AIC) para os Modelos de Misturas Finitas.....	29
Tabela 2: Teste $LR\chi^2$ para p contra $p - 1$ parâmetros	30
Tabela 3: Média (μ_m), desvio padrão (σ_m) e proporções de países por grupos de renda.....	30
Tabela 4: Quantidade de migrações entre grupos de renda por período (resumo).....	31
Tabela 5: Resultados do modelo multinomial logit: base Renda Baixa.....	33
Tabela 6: Resultados do modelo multinomial logit: base Renda Média	35
Tabela 7: Efeito marginal médio: de base $z = 0$ para $z = 1$	37
Tabela 8: Efeito marginal médio: de base $z = 1$ para $z = 2$	37
Tabela 9: t -values em módulo para a definição do grupo de renda: período 1970-1980	44
Tabela 10: t -values em módulo para a definição do grupo de renda: período 1985-1995	47
Tabela 11: t -values em módulo para a definição do grupo de renda: período 2000-2008	50

LISTA DE SIGLAS

AIC	-	Critério de informação de Akaike
FMM	-	Modelo de misturas finitas (<i>Finite Mixture Model</i>)
$LR\chi^2$	-	Teste modificado de razão de verossimilhança (<i>Likelihood Ratio Test</i>)
MNL	-	Modelo multinomial logit (<i>Multinomial Logit Model</i>)
OCDE	-	Organização para a Cooperação e Desenvolvimento Econômico
PDF	-	Função de densidade de probabilidade (<i>Probability Density Function</i>)
PTF	-	Produtividade total dos fatores
PWT	-	<i>Penn World Table</i>

RESUMO

Esse trabalho considera a hipótese da existência de equilíbrios múltiplos na relação entre crescimento e acumulação de capital físico e humano, que implicam na existência de clubes de convergência de níveis de renda. Existe uma grande probabilidade de permanência no clube através do tempo e uma baixíssima probabilidade de mudança de clubes no período 1970-2008. Estimamos um modelo multinomial logístico da probabilidade de transição entre clubes mostrando os efeitos marginais da acumulação dos dois tipos de capital na transição entre o grupo de países com renda baixa para aquele de renda média e finalmente do de renda média para o de renda alta. Dos resultados obtidos, conclui-se que a acumulação de capital físico desempenha papel fundamental na probabilidade de migração do grupo inferior para o grupo intermediário e que a dinâmica de transição do grupo intermediário para o grupo superior é favorecida pela acumulação de capital humano.

Palavras chaves: Equilíbrios múltiplos, armadilha da pobreza, modelo de misturas finitas, modelo multinomial logístico.

ABSTRACT

This paper considers the hypothesis of the existence of multiple equilibria in the relationship between growth and accumulation of physical and human capital, which imply the existence of convergence clubs in income levels. There is a high probability of staying at the club over time and a very low probability of a change of clubs in the period 1970-2008. We estimate a multinomial logistic model of the transition probability between clubs showing the marginal effects of the accumulation of two types of capital in the transition between the group of countries with low income to middle-income one and finally the middle-income to high income. From the results it is concluded that the accumulation of physical capital plays a key role in the likelihood of migration of the lower group for the intermediate group and the transitional dynamics of the intermediate group to the top group is favored by the accumulation of human capital.

Keywords: Multiple equilibria, poverty traps, finite mixture model, multinomial logistic model.

1. INTRODUÇÃO

A trajetória de expansão da renda *per capita* é um fenômeno de suma importância para a compreensão do desenvolvimento econômico. A literatura normalmente trata o crescimento do produto como consequência natural dos investimentos realizados nas economias ao longo do tempo, pois ele espelha, na maioria dos casos, o grau de desenvolvimento alcançado pelos seus fatores de produção: alta renda *per capita* é a consequência direta dos investimentos realizados em capital físico e humano.

Nos últimos anos a literatura do desenvolvimento econômico tem apresentado um grande número de estudos empíricos que associam os ganhos de produtividade ao processo de *catching up*, alguns deles destacando a relação inversa entre a taxa de crescimento da produtividade com o nível de produto *per capita* (Abramovitz, 1986). Seguindo os resultados propostos por alguns desses estudos, espera-se que ocorra futuramente a convergência de renda para os países industrializados: uma vez que os países mais desenvolvidos apresentam menores taxas de crescimento da produtividade, há então uma margem para que os países menos desenvolvidos aumentem sua produtividade e alcancem o patamar dos países desenvolvidos.

Porém essa lógica é questionada por estudos publicados durante a década de 1990. Quah (1997), ao analisar a função de densidade de probabilidade (*PDF*) da renda *per capita* para uma base *cross-country* ao longo do período pós-guerra, retrata a persistência do padrão bimodal dessa *PDF* ao longo do tempo. Esse trabalho levanta uma questão muito importante no debate da convergência de renda: como os modelos de convergência *incondicional* poderiam ser compatíveis com as evidências empíricas que comprovam a existência de uma *PDF* com esse padrão? Os resultados sugerem a existência de *equilíbrios múltiplos*, uma vez que os países tendem a oscilar em torno de, pelo menos, duas médias que variam ao longo do tempo (ricos e pobres).

Para Galor (1996) o debate sobre a convergência de renda está centrado em três proposições distintas: i) a hipótese da convergência absoluta – as rendas *per capita* dos países convergem para um valor único no longo prazo, independentemente das condições iniciais dos países; ii) a hipótese da convergência condicional – países com características estruturais similares convergem para um mesmo produto *per capita* de longo prazo em comum, também independentemente das condições iniciais; iii) a hipótese dos clubes de convergência – países

com características estruturais similares convergem para um mesmo produto *per capita* de longo prazo, desde que suas condições iniciais sejam semelhantes.

Romer (1986), Lucas (1988) e Barro (1991) apresentaram fortes evidências empíricas contra a primeira hipótese, contribuindo para a sua rejeição. Barro (1991), Mankiw, Romer e Weil (1992) e Barro e Sala-i-Martin (2003) apresentaram evidências empíricas para uma base de dados *cross-country* reforçando a hipótese da convergência condicional. Galor (1996), por sua vez, destaca que os resultados empíricos apresentados pelos defensores da convergência condicional não refutam a terceira hipótese, de convergência em clubes.

Outros trabalhos empíricos publicados durante a última década avançam na discussão dos clubes de convergência. Catela e Gonçalves (2009) apresentaram resultados consistentes com as teses de armadilha da pobreza e, conseqüentemente, de equilíbrios múltiplos. Os autores testam a hipótese da multimodalidade para a *PDF* do logaritmo natural da renda *per capita* em um modelo de misturas finitas incondicional. Foi constatado que, a partir da década de 1970, existem três distintas modas para as *PDF*'s observadas: uma delas abrangendo os países de renda *per capita* baixa, outra os países de renda *per capita* média e outra os países de renda *per capita* alta.

A partir desse resultado foi possível então estimar o grupo de renda no qual se encaixava *j-ésimo* país contido na amostra para o período 1970-2003. E, conforme os autores destacam na análise dos resultados, foram poucos os países que *transitaram* entre os grupos de renda e ainda mais raros os países que migraram para o grupo dos países ricos. Ainda mais, os resultados indicam que o grupo composto por países mais ricos apresentou crescimento constante da renda *per capita*, enquanto os países pertencentes aos grupos dos pobres e médios mantiveram-se estagnados. Outro resultado apresentado por essa literatura é a baixa probabilidade de um país migrar de um determinado grupo ao qual pertence, seja ele pobre ou rico, para outro grupo.

Muito embora a transição entre os grupos de renda seja um evento raramente observado, é possível constatar a sua existência e propor hipóteses para a investigação desse fenômeno. O presente trabalho tem como objetivo principal elencar quais são os fatores preponderantes para a probabilidade de transição entre os grupos de renda. Para tanto elencaremos quais são os grupos de convergência existentes também por um modelo de misturas finitas (*FMM*), como Catela e Gonçalves (2009). A partir desse primeiro passo será possível então construir um painel com dados *cross-country*, sinalizando em qual grupo de renda um *j-ésimo* país pertence em um dado momento.

O segundo passo será a estimação da probabilidade de migração entre os clubes de renda: o interesse da pesquisa é determinar quais são os fatores ligados à probabilidade de um país migrar do clube dos mais pobres para o clube dos médios e, por fim, do clube dos médios para o clube dos ricos. Utilizaremos um modelo multinomial logit (*MNL*) para o cálculo dessas probabilidades. As variáveis de controle utilizadas no teste empírico serão os volumes de capital físico e humano acumulados pelos países assim como seus respectivos fluxos de acumulação; e também indicadores para as produtividades parciais dos fatores de produção dos países contidos na amostra.

O presente trabalho será dividido em cinco capítulos: Nesse primeiro capítulo apresentamos o problema da pesquisa – a estimativa da probabilidade de transição entre os clubes de renda. No segundo capítulo serão apresentados os principais artigos da literatura de crescimento econômico que servirão como base teórica para o problema discutido no presente trabalho. Haverá um enfoque especial nos modelos de crescimento exógeno e endógeno com as respectivas críticas propostas pelos modelos de equilíbrios múltiplos e armadilha da pobreza. O terceiro capítulo apresentará os modelos econométricos utilizados para a definição dos clubes de renda *per capita* bem como o modelo utilizado para estudar a probabilidade de transição entre os grupos de renda. O quarto capítulo discutirá os resultados expostos na seção anterior, à luz da literatura apresentada no segundo capítulo. O quinto capítulo por sua vez apresentará as conclusões finais.

2. REFERENCIAL TEÓRICO

2.1. O modelo de crescimento neoclássico

Os primeiros modelos de crescimento neoclássico foram elaborados por Solow (1956) e Swan (1956), que mantinham em comum a suposição de progresso tecnológico exógeno. A trajetória de crescimento de longo prazo do produto *per capita* será positiva caso exista progresso tecnológico, que pode estar implícita em novos bens produzidos, em novos mercados criados ou em novos processos produtivos (Aghion e Howitt, 1999).

O modelo básico de crescimento neoclássico de Solow (1956) e Swan (1956) é constituído por uma função de produção agregada com retornos constantes de escala para os fatores trabalho e capital físico. Abstraindo inicialmente o crescimento da população e a oferta de trabalho, a produção agregada (Y) é então uma função exclusiva do capital físico (K) e está sujeita à regra de retornos decrescentes para esse fator, tal que:

$$\lim_{K \rightarrow \infty} F'(K) = 0, \quad \text{e} \quad \lim_{K \rightarrow 0} F'(K) = \infty \quad (1)$$

Sendo $F'(K)$ o produto marginal do capital físico. O modelo admite também que o produto marginal do capital físico é positivo e cresce a taxas decrescentes:

$$F'(K) > 0, \quad \text{e} \quad F''(K) < 0 \quad (2)$$

Solow (1956) e Swan (1956) consideram que os indivíduos poupam uma fração (s) da sua renda (Y), e que a acumulação de capital depende, portanto, do montante investido (sY) considerando uma constante (δ) representando a taxa de depreciação. A equação diferencial para a acumulação de capital ao longo do tempo (\dot{K}) é expressa por:

$$\dot{K} = sY - \delta K = sF(K) - \delta K \quad (3)$$

A equação (3) implica em um único equilíbrio de estado estacionário quando $\dot{K} = 0$. Ainda analisando essa equação, considerando um estoque qualquer de capital físico inicial (K_0) inferior ao capital físico de estado estacionário (K^*), a taxa de acumulação do capital ao longo do tempo (dK/dt) será maior quanto maior a diferença entre K^* e K_0 . A primeira

conclusão obtida nessa versão do modelo é que economias com taxas de depreciação e de poupança similares tendem a um mesmo valor para o capital acumulado e para produto no longo prazo, independente do valor do capital no período inicial. Na ausência de progresso tecnológico ou de crescimento populacional o modelo indicará que o crescimento do produto será nulo, assim que a economia atinja o equilíbrio de estado estacionário (Aghion e Howitt, 1999).

Mesmo considerando uma população (L) que cresce a uma taxa exógena (n), alterando a função de produção para $Y = F(K, L)$ com retorno constante de escala e mantendo a proposição de retornos marginais decrescentes para ambos os fatores de produção, o produto permanecerá constante após a economia alcançar seu nível de estado estacionário. Propondo uma função de produção Cobb-Douglas conforme abaixo:

$$Y = K^\alpha L^{1-\alpha}, \quad \text{sendo} \quad 0 < \alpha < 1 \quad (4)$$

O produto *per capita* ($y \equiv Y/L$) será uma função da razão capital físico-trabalho ($k \equiv K/L$) escrita do seguinte modo:

$$y = f(k) = k^\alpha \quad (5)$$

E a equação diferencial para a dinâmica da relação capital produto será semelhante à descrita na equação (3), com a inclusão da taxa de crescimento da população e com a substituição da função de produção pela função de produção *per capita*:

$$\dot{k} = sf(k) - (n + \delta)k = sk^\alpha - (n + \delta)k \quad (6)$$

A razão capital-trabalho de equilíbrio (k^*) será definida pela condição:

$$sk^\alpha = (n + \delta)k \quad (7)$$

Sendo que k converge assintoticamente para k^* no longo prazo assim como o produto *per capita* de equilíbrio $y^* = f(k^*)$. Aghion e Howitt (1999) destacam que no equilíbrio de estado estacionário tanto o produto quanto o capital continuarão crescendo, mas somente à taxa de crescimento populacional.

O crescimento do produto *per capita* ao longo do tempo somente pode ser explicado por mudanças na tecnologia, que compensa o efeito negativo dos retornos decrescentes (Aghion e Howitt, 1999, p.15). A equação (4) é alterada para a seguinte forma:

$$Y = K^{\alpha}(AL)^{1-\alpha} \quad (4')$$

Sendo (A) o parâmetro de produtividade que reflete o padrão tecnológico vigente. Esse parâmetro cresce exponencialmente a uma taxa *exógena* (g), refletindo o progresso do conhecimento científico.

No equilíbrio o progresso tecnológico é equivalente ao *trabalho efetivo* (AL), que por sua vez cresce conforme a taxa de crescimento da população mais a taxa de crescimento da produtividade ($n + g$). Analogamente à versão anterior, a oferta de capital físico por trabalho efetivo (K/AL) também converge para o estado estacionário, porém o produto *per capita* e capital físico *per capita* crescerão à taxa exógena de progresso tecnológico (g) (Aghion e Howitt, 1999).

Barro e Sala-i-Martin (2003) ressaltam que uma taxa constante de progresso tecnológico implica que as variáveis *per capita* tornem-se constantes no longo prazo. Naturalmente essa suposição é inconsistente com a evidência empírica: durante os últimos dois séculos a renda *per capita* média da economia americana cresceu positivamente. Considerando o retorno decrescente para o capital, seria impossível manter o crescimento da renda *per capita* por tanto tempo através apenas da acumulação de mais capital por trabalhador.

A suposição de progresso tecnológico exógeno simplifica a análise da trajetória de crescimento equilibrado para o produto *per capita*. É bem provável que algum conhecimento científico derive de pesquisas casuais, e que esses novos conhecimentos sejam incorporados na técnica de produção vigente. Porém essa suposição desconsidera que o progresso tecnológico pode depender também de decisões econômicas, assim como a acumulação de capital (Aghion e Howitt, 1999). Barro e Sala-i-Martin (2003) destacam que boa parte do progresso tecnológico é oriunda de pesquisas direcionadas para desenvolvimento (P&D), dependentes, por sua vez, das condições de uma determinada economia.

Muitos pesquisadores estiveram atentos ao problema do progresso tecnológico exógeno, reconhecendo a limitação imposta por essa suposição para a questão da diferença das rendas *per capita* entre os países. Considerando o retorno decrescente para o capital

proposto no modelo neoclássico básico, e supondo que i) a tecnologia (A) é não-rival e não-excludente, e ii) que o mercado é perfeitamente competitivo, as firmas adquirem os insumos capital e trabalho até o ponto em que os seus produtos marginais se igualem aos seus preços:

$$F_K = R, \quad \text{e} \quad F_L = w \quad (8)$$

Sendo F_K o produto marginal do capital, F_L o produto marginal do trabalho, R o preço unitário do capital e w o preço unitário do trabalho. O retorno constante à escala fará com que a função de produção seja homogênea de grau um:

$$F(\lambda K, \lambda L, A) = \lambda F(K, L, A) \quad (9)$$

Conforme o teorema de Euler a equação (9) pode ser decomposta em:

$$F(K, L, A) = F_K K + F_L L \quad (10)$$

As equações descritas em (8) e (10) nos permitem concluir que em um mercado perfeitamente competitivo o lucro da firma será zero em qualquer tempo. Considerando então que a firma pague um custo fixo κ para modernizar a tecnologia vigente de A para A' , essa firma não realizará *investimentos* para a modernização, uma vez que esses custos não serão recuperados por lucros positivos no futuro (Barro e Sala-i-Martin, 2003).

Caso a suposição de tecnologia não-excludente seja abandonada, a firma possui um grande incentivo para a adoção de uma tecnologia A' superior, sujeita ao custo fixo κ . Sob a presença de retornos constantes de escala, a firma desejará contratar todo o capital e trabalho disponível na economia, e exercendo poder de monopólio nos mercados de bens e de fatores. Porém o problema da tecnologia não excludente no mercado competitivo é que as firmas rivais *percebem* simultaneamente o lucro oriundo da adoção da tecnologia A' , realizando o investimento necessário para a adoção. Como resultado os preços R e w dos insumos aumentam até que o lucro seja novamente igual a zero (Barro e Sala-i-Martin, 2003).

O modelo apresenta um resultado ambíguo: as *firmas inovadoras*¹ não colherão os lucros da inovação e, por consequência, não existe equilíbrio para o avanço tecnológico ao

¹ Interpretamos aqui *firma inovadora* como aquela que adota uma nova tecnologia, não necessariamente sendo a produtora dessa tecnologia.

mesmo tempo em que uma firma individual possui um incentivo enorme para inovar, considerando o lucro de monopólio advindo da adoção da nova tecnologia.

Os modelos de crescimento *endógeno* propõem uma revisão aos pressupostos do modelo neoclássico básico: o retorno decrescente para o capital e o mercado perfeitamente competitivo. A abordagem schumpeteriana de Aghion e Howitt (1992), por exemplo, incorpora elementos de concorrência imperfeita para elencar os motivos que levam as firmas a adotarem estratégias de desenvolvimento de novas tecnologias.

Tornar a tecnologia endógena resulta na quebra da suposição de retorno decrescente para o capital, pois assim como o capital (K) e o trabalho (L) são empregados no processo produtivo e são remunerados conforme seu produto marginal, a mesma regra deve ser válida para a tecnologia (A). Caso a tecnologia seja definida como uma função do volume de capital acumulado, como no modelo de Frankel (1962), a função de produção agregada apresentará retornos crescentes à escala. Considerando a função de produção agregada definida abaixo:

$$Y = \bar{A}K^\alpha L^{1-\alpha} \quad (4.2)$$

Sendo \bar{A} um fator de escala que é função da relação capital/trabalho:

$$\bar{A} = A \left(\frac{K}{L} \right)^\beta \quad (11)$$

Nesse modelo, quando $\alpha + \beta = 1$, a função de produção agregada assume a forma $Y = AK$. Substituindo essa condição na equação (3) e dividindo por K obtemos:

$$\frac{\dot{K}}{K} = sA - \delta \quad (12)$$

Esse modelo permite uma trajetória de crescimento equilibrado quando $sA > \delta$ e conforme o volume de capital acumulado cresce, o produto cresce proporcionalmente. Nessa versão do modelo o aumento na propensão a poupar (s) aumenta permanentemente a trajetória de crescimento do produto *per capita* (Aghion e Howitt, 1999).

Klenow e Rodriguez (1997) argumentam que a difusão tecnológica presente nos modelos de crescimento endógeno possui efeitos de primeira ordem nas taxas de crescimento

do produto *per capita* e, também, do padrão de vida da população. Diferente do modelo de crescimento tradicional, os modelos de crescimento endógeno não requerem grandes diferenças nas taxas de retorno para os capitais físico e humano.

Alguns modelos de crescimento endógeno consideram também o papel do *capital humano* no nível de tecnologia vigente. Em poucas palavras, o capital humano é mensurado através da escolaridade média da população economicamente ativa, sob a suposição de que indivíduos investem em educação considerando o retorno positivo em sua renda futura. Mincer (1958) menciona que essa variável pode ser calculada (em nível desagregado) considerando a influência da experiência no trabalho ou características biológicas do indivíduo, incluindo indicadores de saúde, gênero, cor, entre outros. Os indivíduos tomam decisões de alocação de tempo entre várias atividades, e essas decisões afetam diretamente a produtividade do trabalho nos tempos presente e futuro (Lucas, 1988).

Os modelos de crescimento endógeno de Lucas (1988) e também de Caballé e Santos (1993) consideram que a dinâmica de acumulação do capital físico (\dot{K}/K) depende do nível de capital humano (H) verificado nessa economia. Formalmente Lucas (1988) apresenta a função de acumulação de capital físico como função da taxa de crescimento da força de trabalho (\dot{L}/L) e da taxa de crescimento do consumo *per capita* (\dot{c}/c), na seguinte forma:

$$\frac{\dot{K}}{K} = \frac{\dot{L}}{L} + \frac{\dot{c}}{c} \quad (13)$$

Considerando que a economia é composta por L trabalhadores com nível de *habilidade média* (h) definido no intervalo $[0, \infty)$, a força de trabalho será definida por $L = \int_0^\infty L(h)dh$.

2.2. Convergência e equilíbrios múltiplos

O termo *convergência* possui uma considerável quantidade de interpretações, sendo que cada uma delas é adequada ao seu objeto de estudo específico. Islam (2003) relaciona as principais categorias de estudo de convergência e as divide em pelo menos sete abordagens distintas. De acordo com o autor os economistas normalmente discutem o tema em abordagens dicotômicas, conforme elencado abaixo:

- i) Convergência de renda *dentro* de uma economia contra convergência *entre economias*;
- ii) Convergência em termos de *taxas de crescimento* contra convergência em termos de *nível de renda*;
- iii) β -convergência contra σ -convergência;
- iv) Convergência *absoluta* contra convergência *condicional*;
- v) Convergência *global* contra convergência *em clubes*;
- vi) Convergência de *renda* contra convergência de *PTF (produtividade total dos fatores)*;
- vii) Convergência *determinística* contra convergência *estocástica*.

Naturalmente o escopo do presente trabalho limita-se a um número restrito dessas abordagens, sendo que o teste empírico proposto será realizado sob a luz de modelos de convergência em clubes, considerando também as críticas propostas aos modelos de convergência condicional.

No modelo de Solow (1956) as economias que possuem as mesmas taxas de poupança, crescimento populacional e depreciação devem convergir para um valor de produto *per capita* de equilíbrio (y^*) idêntico, independentemente do volume de capital físico *per capita* no período inicial. Esse resultado é esperado porque a taxa de crescimento do capital físico *per capita* derivada em relação ao próprio capital físico é negativa:

$$\frac{\partial(\dot{k}/k)}{\partial k} = \frac{s[f'(k) - f(k)/k]}{k} < 0 \quad (14)$$

Barro e Sala-i-Martin (2003) demonstram que estudos empíricos realizados com amostras extensas² de distintos países tendem a apresentar resultados pouco confiáveis e até contraditórios com a teoria convencional: observa-se um grande desvio padrão para o estimador β e, em média, países com maior nível de produto *per capita* apresentaram taxas de crescimento do produto *per capita* superior à dos países com baixo produto *per capita*. Esse resultado é consequência direta de heterogeneidade amostral, pois nesse exercício são comparados países com taxas distintas de crescimento populacional e poupança.

² Barro e Sala-i-Martin (2003) apresentaram uma regressão linear do logaritmo da renda *per capita* (variável independente) de 114 países em 1960 contra os seus respectivos logaritmos da taxa de crescimento do produto *per capita* (variável dependente) durante o período 1960-2000.

Porém quando a mesma regressão é realizada para um grupo mais homogêneo, como os países membros da OCDE que possuem taxas de crescimento populacional e de poupança mais próximas, o resultado é compatível com a teoria tradicional. O modelo pode ser aplicado com sucesso também para outros grupos econômicos homogêneos como, por exemplo, cidades em um mesmo país, sendo possível prever inclusive o tempo necessário para que essas economias atinjam um mesmo produto *per capita* de equilíbrio (y^*).

Os resultados empíricos de Barro e Sala-i-Martin (2003) permitem refutar a hipótese de *convergência absoluta* quando a amostra é composta por um grupo de países heterogêneos. Entretanto o modelo de Solow (1956) não é descartado quando consideramos que as economias tendem a convergir para um mesmo equilíbrio de estado estacionário para o capital físico *per capita* – e, conseqüentemente, produto *per capita* – quando apresentam parâmetros exógenos semelhantes³, ou seja, o modelo prevê a *convergência condicional* para as economias.

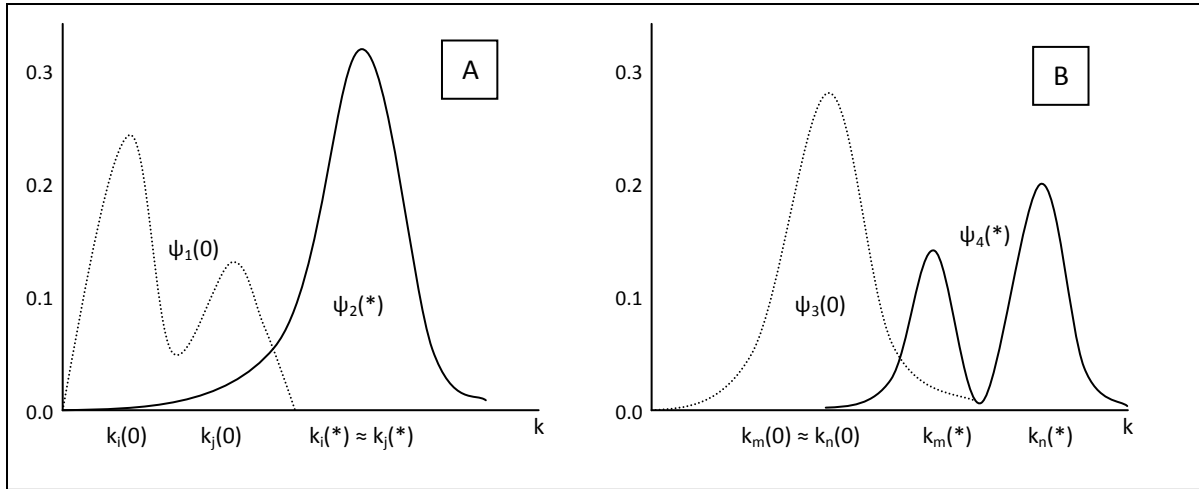
Economias com maiores taxas de poupança tendem a um capital físico *per capita* de equilíbrio (k^*) superior do que economias com taxas de poupança inferiores, ou seja, $s_i > s_j \rightarrow k_i^* > k_j^*$. Barro e Sala-i-Martin (2003) destacam também que capital físico *per capita* de equilíbrio é definido de acordo com função de produção $f(\cdot)$. A figura abaixo exhibe quatro funções de densidade de probabilidade, sendo que (A) retrata a situação de equilíbrio ergódico⁴ prevista no modelo de Solow (1956) e (B) o caso específico da convergência condicional.

O lado esquerdo da figura (A) retrata duas *PDF's* – $\psi_1(0)$ e $\psi_2(*)$ – da variável de capital físico *per capita* (k) para um número de N economias distintas em dois tempos (t): $t = 0$ (linha tracejada) e $t \rightarrow \infty$ (linha cheia). De acordo com o modelo de Solow (1956), tomando dois grupos (i, j) de economias com valores similares para poupança, crescimento populacional e depreciação, porém com valores distintos para k no período inicial, ou seja, $s_i \approx s_j$, $n_i \approx n_j$, $\delta_i \approx \delta_j$ e $k_i(0) \neq k_j(0)$, atingem o mesmo equilíbrio de estado estacionário para k , atendendo a condição de equilíbrio ergódico para a *PDF* dessa variável: $k \rightarrow k^*$ assim que $t \rightarrow \infty$.

³ Nesse caso poupança, crescimento populacional e taxa de depreciação.

⁴ Define-se equilíbrio ergódico como o estado de equilíbrio estacionário único verificado em uma *PDF* para uma variável aleatória x na qual $x \rightarrow x^* | t \rightarrow \infty$ (Azariadis e Stachurski, 2005).

Figura 1: Exemplos de funções de densidade de probabilidade para $k(0)$ e $k(*)$: convergência absoluta (A) e convergência condicional (B).



Fonte: Elaborado pelo autor.

O lado direito da figura (B) ilustra a situação oposta, na qual dois grupos (m, n) composto também por N economias, cada uma dela com valores similares para $k(0)$ e distintos para s , n e δ ; $-k_m(0) \approx k_n(0)$, $s_m \neq s_n$, $n_m \neq n_n$ e $\delta_m \neq \delta_n$. Quando o tempo tende ao infinito, a *PDF* de k assume a forma bimodal verificada em $\psi_4(*)$, representando a situação de convergência condicional em que $k_m(*) \neq k_n(*)$.

As formas funcionais definidas nos modelos de crescimento exógeno de Solow (1956) e de Mankiw, Romer e Weil (1992) respeitam a propriedade de *convexidade*. A implicação lógica dessa determinação é a existência de *um único equilíbrio estacionário* para a variável de produto *per capita*. Porém essa abordagem, segundo Azariadis e Stachurski (2005), não passa pelo crivo empírico, abrindo margem para a formulação de hipóteses de funções de produção *não-convexas*, cujo resultado pode implicar na existência de *equilíbrios múltiplos*, – a existência de mais de um equilíbrio de estado estacionário para uma mesma função de produção.

A crítica de Azariadis e Stachurski (2005) considera que as derivações do modelo neoclássico não permitem identificar empiricamente grandes diferenças entre o nível de renda *per capita*, dada as taxas de poupança e crescimento populacional observadas em diversos países. A equação de Solow para o produto *per capita* segue descrita abaixo:

$$y_t = \frac{Y_t}{L_t} = A_t \left(\frac{s}{k} \right)^{\frac{\alpha}{1-\alpha}} \quad (15)$$

Partindo da suposição neoclássica de igual produtividade residual para todos os países, ou seja, $A_t^i = A_t^j$ para qualquer país i, j em t , é possível construir um indicador de renda *per capita* relativa entre economias distintas, conforme exposto em (16).

$$\frac{y_i}{y_j} = \left(\frac{s_i k_j}{s_j k_i} \right)^{\frac{\alpha}{1-\alpha}} \quad (16)$$

Sendo α o termo que representa a *quota* do capital físico na equação Cobb-Douglas para a renda.

O problema apontado pelos autores é que os termos contidos dentro dos parênteses normalmente são números pequenos⁵. Comparando, por exemplo, a renda *per capita* dos Estados Unidos (i) com a da Tanzânia (j), verifica-se empiricamente que a razão $y_i/y_j \cong 70$. Por outro lado se for considerado que a média de investimento em capital físico como proporção da renda nacional igual a 0.2 para os Estados Unidos e 0.24 para a Tanzânia no período 1960-2000; taxa de crescimento populacional médio em torno de 0.01 e 0.03 respectivamente no mesmo período; e ainda supondo que $g_i = g_j = 0.02$ e $\delta_i = \delta_j = 0.05$, aplicando esses valores à equação (16), o resultado obtido seria aproximadamente igual a um (Azariadis e Stachurski, 2005).

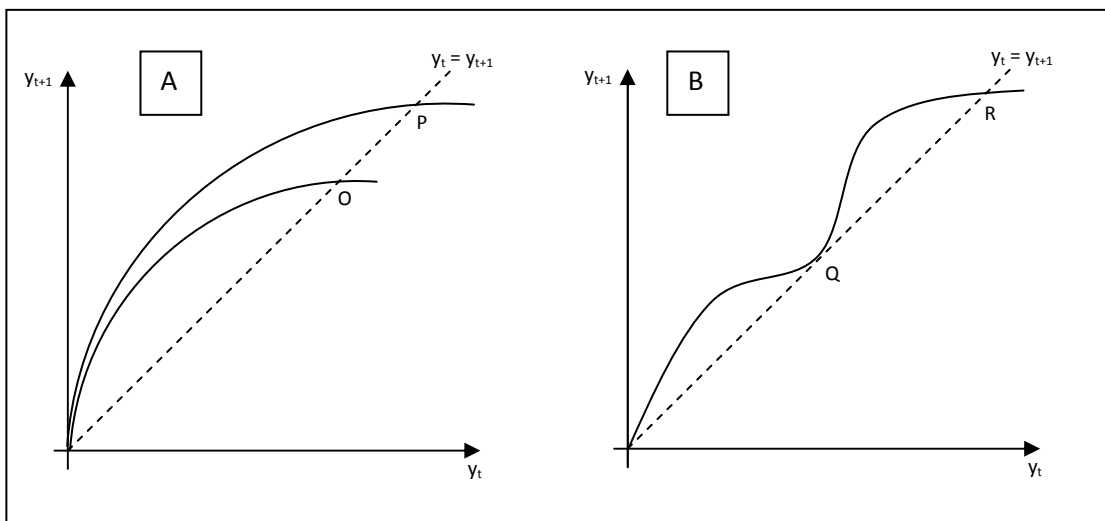
Seguindo ainda a crítica dos autores, mesmo com a inclusão de variáveis que explicitem o impacto do capital não tangível, como o capital humano, a equação (16) adaptada implicaria em resultados próximos a quatro ou cinco no máximo. Realmente um resultado muito distante da razão y_i/y_j verificada empiricamente.

Os modelos de equilíbrios múltiplos são caracterizados por funções de produção *não-convexas* que, similarmente aos modelos de convergência condicional, resultam em *PDF's* de y com o número de modas idêntico ao de equilíbrios de estado estacionários previstos. Entretanto, nos modelos de convergência condicional, a multimodalidade é observada somente quando os parâmetros s , n e δ das economias amostradas sejam distintos entre si. Azariadis e Drazen (1990) e Azariadis e Stachurski (2005) propõem modelos de equilíbrios múltiplos, com armadilha de pobreza, controlados por fatores exógenos não previstos no modelo convencional.

⁵ Considerando que $\alpha \in (0,1)$.

A figura abaixo ilustra a dinâmica de equilíbrio estacionário para os modelos de convergência condicional (A) e de equilíbrios múltiplos (B). Ambas as formas funcionais das funções de produção dos modelos retratados em (A) e (B) podem resultar em *PDF*'s para a renda *per capita* similares a apresentada em $\psi_4(*)$, na figura 1. Para que uma economia se desloque do estado estacionário O para P visto em (A) é necessário que os parâmetros contidos em sua função de produção sejam alterados ou, também, que a produtividade total dos fatores seja alterada por algum fator exógeno (Azariadis e Stachurski, 2005).

Figura 2: Exemplos de modelo convexo de convergência condicional (A) e modelo não-convexo de equilíbrios múltiplos (B).



Fonte: Elaborado pelo autor.

Entretanto, em um modelo de equilíbrio múltiplo como visto em (B) na figura 2, considerando um conjunto de economias que possuem $k_t = 0$ em $t = 0$, inevitavelmente todas atingem o equilíbrio de estado estacionário previsto no ponto Q , independentemente do conjunto de parâmetros $\{s_i, n_i, \delta_i\}$ da i -ésima economia. Azariadis e Stachurski (2005) e Azariadis e Drazen (1990) apresentam modelos de armadilha de pobreza no qual somente um choque aleatório (ξ) incluso na *PTF* é capaz de deslocar uma economia do equilíbrio de estado estacionário Q para o equilíbrio R .

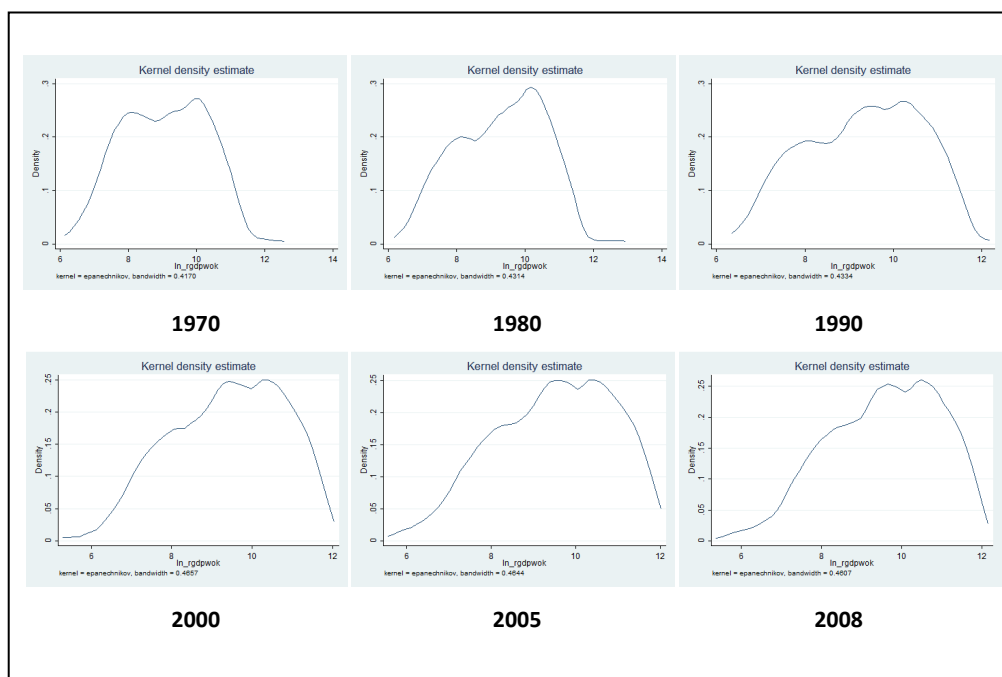
2.3. Evidências empíricas e fatos estilizados

Nos últimos anos foram publicados inúmeros trabalhos comparando os níveis e a evolução da renda *per capita* dos países. Boa parte dessa literatura observa um fenômeno bastante peculiar: o acirramento da multimodalidade dessa distribuição ao longo do tempo.

Quah (1997) resalta a existência de, no mínimo, dois distintos clubes aos quais os países pertencem: o primeiro agrupando países com baixos níveis de renda *per capita* e o segundo os países com alto nível de renda *per capita*. O padrão – batizado pelo autor de *picos gêmeos emergentes* – ilustra a polarização entre esses dois distintos clubes de convergência a partir da década de 1960, por meio das densidades das distribuições de renda *per capita* em uma análise *cross-country* ao longo do tempo.

No gráfico abaixo observamos a persistência dos picos contidos na distribuição de renda *per capita*, abrangendo um período total de aproximadamente trinta anos. Esse gráfico apresenta uma série de distribuições de Kernel para as funções de densidade de probabilidade da variável renda *per capita* para 143 países, com os respectivos anos subscritos.

Gráfico 1: Densidade do log da renda por trabalhador para 143 países



Fonte: Elaborado pelo autor com dados extraídos da PWT 7.0.

Catela e Gonçalves (2009) identificam três clubes de convergência surgidos a partir da década de 1970: existe um grupo de países de maior renda *per capita* e outros dois grupos com renda *per capita* média e baixa. A diferença fundamental entre esse trabalho e o de Quah (1997) é a divisão do grupo de países pobres em dois. Os autores identificam a transição dos países entre os clubes de renda numa amostra de 134 países, estruturada em painel durante o período 1975-2003, com um modelo de misturas finitas. Demonstram ainda que apenas dez

países migraram dos clubes de renda *per capita* inferiores para o clube dos países de alta renda *per capita*, e que apenas sete países seguiram o caminho oposto.

O modelo de misturas finitas testa a hipótese nula na qual a função de densidade de probabilidade de uma determinada variável, – nesse caso a renda *per capita* –, possua m componentes (ou modas) contra a hipótese alternativa na qual o número de componentes da função de densidade de probabilidade é igual a $m - 1$. O resultado obtido pelos autores apontou a existência três clubes de convergência de renda para o período posterior à década de 1970.

Pelo gráfico 1, observa-se que a dinâmica do grupo contido na parte esquerda da distribuição não possui o comportamento quase estático identificado no grupo da direita. Durante o período em análise ocorreu um achatamento da amplitude dessa distribuição e um ligeiro alargamento do seu comprimento, indicando uma possível convergência para a média relativa. A transição entre os grupos de renda mais baixa é mais comum. Recorrendo novamente os resultados de Catela e Gonçalves (2009) encontramos pelo menos 84 saltos de países do grupo de renda baixa para o de renda média e 22 saltos no sentido oposto. Fica evidente, portanto, um estado de entropia dentro dos grupos de renda *per capita* baixa e média, no qual encontramos alguns países migrando do clube de renda baixa para o de renda média e, algum tempo depois, retornando ao grupo de renda baixa. Esse é o caso de alguns países africanos que apresentaram rápido crescimento de suas rendas *per capita* durante os anos 1980 devido à exploração de petróleo, mas cujo crescimento não foi sustentado a ponto de permitir a permanência no grupo de renda intermediária. Esse fato estilizado ilustra muito bem o fenômeno da baixa probabilidade de transição dos grupos inferiores para os superiores.

Os autores observam também que as médias de renda *per capita* dos dois clubes de convergência mais pobres estão praticamente estagnadas, com variações mínimas no decorrer do tempo, ao passo que o valor dessa mesma variável, para o clube dos mais ricos, apresentou um crescimento constante ao longo do tempo. Em outras palavras, se atribuíssemos uma determinada *velocidade* para observar o deslocamento do valor médio da renda *per capita* dos clubes de convergência, seria demais óbvio concluir que a velocidade do clube dos mais ricos é superior à velocidade dos dois grupos inferiores.

Esses resultados apóiam a tese de *path dependence* e também são evidências para a tese da armadilha da pobreza. No primeiro caso porque os países ricos, ao se distanciarem dos mais pobres, o fazem por intermédio do ganho de produtividade oriundo da *inovação exógena*, ou seja, das alterações no estado do conhecimento relevante e no regime regulador

institucional (Catela e Gonçalves, 2009). No segundo caso porque justamente há um número significativo de países que permanecem dentro de uma mesma faixa de renda *per capita* ao longo do tempo, enquanto outros continuam crescendo. Os resultados reforçam ainda as hipóteses da inexistência de convergência de renda e dos equilíbrios múltiplos, pois são poucos os países que efetivamente deixaram de ser pobres ou médios para se tornarem ricos no período analisado.

Muito embora seja estimada uma baixa probabilidade para a mobilidade de países entre os clubes de renda média e alta, de fato alguns poucos países transitaram entre esses grupos após a década de 1970. Essas constatações empíricas nos levam a questionar as possíveis condicionantes da transição dos países entre esses clubes de convergência. As perguntas que norteiam o problema da pesquisa são: podemos afirmar que as variáveis ligadas ao crescimento de renda *per capita*, para os países que migraram para o clube dos países ricos, são as mesmas?

A constatação empírica da resistência à mudança está contemplada no trabalho de Catela e Gonçalves (2009), assim como também estão relatados quais países migraram do grupo de renda *per capita* intermediária para o de alta renda *per capita*. O trabalho dos autores permite então elencar em qual clube de convergência um determinado país pertence para qualquer tempo t contido na amostra e também traçar quais países alternaram entre os clubes durante o período analisado.

2.4. Armadilha da pobreza

2.4.1. O modelo de Azariadis e Stachurski

Os modelos de armadilha de pobreza propostos por Azariadis e Drazen (1990) e por Romer (1986) descrevem um processo no qual as condições iniciais das variáveis exógenas podem definir o produto de longo prazo. Na versão simples do modelo, com os parâmetros fixos em $s > 0$ e $n = \gamma = 0$, e normalizando o trabalho $L = 1$, o capital k representa tanto o capital físico agregado quanto o capital físico por trabalhador. Supõe-se ainda que o parâmetro de produtividade A pode variar com o estoque de capital. Sendo A uma função de k , o retorno agregado é potencialmente crescente ($k_t \mapsto A(k_t)k_t^\alpha$) (Azariadis e Stachurski, 2005).

A interpretação de Romer (1986) para essa causalidade é que investimentos privados geram novos conhecimentos, sendo que alguns desses novos conhecimentos entram em domínio público e são incorporados por outras firmas. Seguindo a mesma linha, Azariadis e Drazen (1990) argumentam que existem *spillovers* oriundos da formação de capital humano.

Considerando a equação básica de acumulação de capital físico do modelo de crescimento de Solow abaixo:

$$K_{i,t+1} = sY_{it} + (1 - \delta)K_{it} \quad (17)$$

Aplicando a condição da causalidade do capital físico agregado na produtividade do trabalho à equação (17), obtemos a nova equação da dinâmica de acumulação do capital físico:

$$k_{i,t+1} = sA(k_{it})k_{it}^\alpha \xi_{t+1} + (1 - \delta)k_{it} \quad (18)$$

E o modelo calibrado por Azariadis e Stachurski (2005) define a forma funcional de $A(k_{it})$ como:

$$A(k_{it}) = a \exp[h\Psi(k_{it})] \quad (19)$$

Sendo $\Psi(k_{it})$ a função de transição que capta o efeito do nível de capital físico *per capita* no tempo t sobre implícito na produtividade total dos fatores. Essa equação é definida como:

$$\Psi(k_{it}) = \left\{ 1 + \exp \left[\frac{-\ln\left(\frac{k}{k^T}\right)}{\theta} \right] \right\}^{-1} \quad (20)$$

Na qual o parâmetro k^T é um valor de limite para o capital físico (*capital threshold*). O parâmetro k_T serve como atrator para a armadilha da pobreza: o seu valor determina no equilíbrio de longo prazo se o país converge para um baixo ou alto nível de capital físico *per capita*, dependendo do valor inicial de capital nessa economia. O parâmetro θ determina a suavidade da transição. Essa forma funcional pode explicar a distribuição bimodal para a

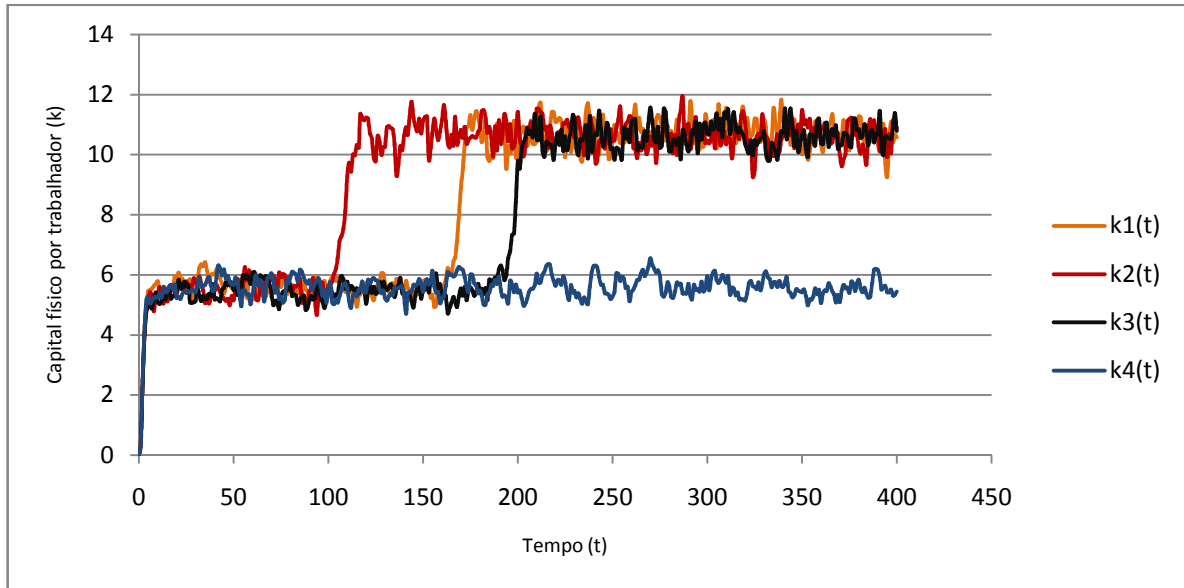
função de densidade de probabilidade do capital físico. Portanto essa função pode apresentar múltiplos equilíbrios para o nível de capital físico.

A condição de não-convexidade proposta por esses autores para a equação (18) indica que o modelo possui equilíbrio ergódico para a variável capital físico ao longo do tempo, inclusive com a introdução do termo de distúrbio aleatório $\xi_t \sim N(\mu, \sigma)$.

2.4.2. A fuga da armadilha da pobreza

O modelo de Azariadis e Stachurski (2005) apresentado na sessão anterior implicaria em um único estado de equilíbrio estacionário para a variável k caso o modelo não possuísse um termo de choque aleatório (ξ_t), e, nesse caso, qualquer economia com $\lim_{t \rightarrow 0} k_t = 0$ atingiria um único equilíbrio estacionário k_t^* quando $t \rightarrow \infty$. A introdução do termo ξ_t permite então que o modelo apresente dois (ou mais) estados distintos de equilíbrios estacionários para k . O gráfico abaixo ilustra a dinâmica de k_t^* para quatro economias com parâmetros s , n e δ similares para o modelo proposto nas equações (18), (19) e (20).

Gráfico 2: Simulação da dinâmica de capital físico por trabalhador para quatro economias distintas.



Fonte: Elaborado pelo autor.

O gráfico foi gerado aplicando os parâmetros $s = 0.2$; $\alpha = 0.3$; $\delta = 0.035$; $\theta = 0.09$; $k^T = 7$; $a = 16$; $h = 0.5$; $\lim_{t \rightarrow 0} k_t = 0$ e $\xi_t \sim N(\mu, \sigma)$ com $\mu = 1$ e $\sigma = 0.04$, às equações (18), (19) e (20) para a i -ésima economia simulada. Quanto maior o desvio padrão (σ) do

termo de erro aleatório (ξ_t), maior a probabilidade de uma economia saltar de um estado estacionário inferior (k_{inf}^*), – que oscila próximo ao valor de k^T –, para um equilíbrio superior (k_{sup}^*).

Enquanto algumas economias rompem a armadilha da pobreza e atingem o estado estacionário superior, – o caso das economias $i = (1, 2, 3)$ no gráfico –, outras permanecem presas próximas ao limite de k_{inf}^* , – como o caso da economia $i = 4$ no gráfico.

O *capital threshold* representa um nível de k^* ótimo para economias que se encontram em estágio de desenvolvimento inferior se comparadas às economias que ultrapassaram essa barreira. Considerando as proposições das teorias de crescimento endógeno, o volume do k^T verificável em uma economia é determinado diretamente pelo capital humano médio (h) de uma economia.

A migração entre os possíveis equilíbrios de estado estacionário no modelo ocorre quando a variação de capital por trabalhador é grande o suficiente para que a economia ultrapasse a barreira de k^T . Azariadis e Stachurski (2005) argumentam que esses saltos ocorrem em momentos em que as economias passam por “milagres de crescimento”, ou seja, por algum ciclo virtuoso de investimentos superiores à média registrada em outras economias em um determinado espaço de tempo.

3. METODOLOGIA

3.1. Modelo de misturas finitas

3.1.1. Definição

Esse modelo é adequado para a estimativa estatística do número de modas que compõe uma determinada *PDF*. Para o problema da pesquisa será interessante definir as modas da *PDF* da renda *per capita* ao longo do período de análise (1970-2008), possibilitando a identificação dos clubes de renda existentes.

Supondo que a população consista em m subpopulações distintas (ou *componentes*), e que cada uma dessas subpopulações seja uma j -ésima fração π_j de uma população, então $\sum \pi_j = 1$. Uma distribuição de mistura contínua $g(v_i)$ pode ser aproximada por uma distribuição discreta denotada por π_j ($j = 1, \dots, m$) com um número finito m de pontos de suporte, então a distribuição de mistura marginal é definida por (Cameron e Trivedi, 2005, p. 622):

$$h(\tau_i | \mathbf{x}_i, \pi_j, \beta) = \sum_{j=1}^m f(\tau_i | \mathbf{x}_i, v_j, \beta) \pi_j(v_j) \quad (21)$$

Sendo $h(\cdot)$ a *PDF* da variável dependente τ_i condicionada ao vetor de parâmetros \mathbf{x}_i ; v_j um ponto de suporte estimado e π_j a probabilidade associada. Caso a quantidade de frações π_j seja conhecida, as distribuições componentes podem ser estimados por máxima verossimilhança (Cameron e Trivedi, 2005, p. 622).

3.1.2. Variável de teste

O objetivo do teste de misturas finitas é elencar o número de componentes da função de densidade de probabilidade do logaritmo natural da variável renda *per capita* (y_{it}) para 142 países ao longo do período 1970-2008. O intervalo analisado contém *gaps* de cinco anos⁶, com exceção do último ano contido na amostra.

⁶ Os anos testados no modelo foram: 1970, 1975, 1980, 1985, 1990, 1995, 2000, 2005 e 2008.

O modelo de misturas finitas permite testarmos a hipótese nula da *PDF* de y_t possuir m modas contra a hipótese alternativa de possuir $m - 1$ modas. A rejeição do número de componentes contidas na *PDF* dependerá do teste modificado de razão de verossimilhança ($LR\chi^2$ – *Likelihood Ratio Test*), conforme proposto por Chen e Kalbfleisch (2004), sendo rejeitado a hipótese nula (possui m modas) contra a hipótese alternativa ($m - 1$ modas) de acordo com o *p*-valor calculado.

3.1.3. Variável dependente para o teste multinomial logit

Após a definição do número dos m componentes distintos para cada um dos anos amostrados, será possível estimar a média (μ_{mt}) e o desvio padrão (σ_{mt}) para cada m componente no tempo t . Com esse resultado será possível testar então a hipótese nula de um determinado país i (no tempo t) pertencer ao componente m contra a hipótese alternativa desse país não pertencer ao mesmo componente. Em outras palavras, considerando os resultados para cada componente estimado no modelo de misturas finitas, é possível elencar se um i -ésimo país pertence ao grupo dos países com renda *per capita* baixa; dos países com renda *per capita* média ou dos países com renda *per capita* alta para todos os anos amostrados.

A definição do grupo de renda será especificada de acordo com o *t-value* calculado para o teste $H_0: \mu_{zt} - y_{it} = 0$ contra $H_A: \mu_{zt} - y_{it} \neq 0$. Esse teste será realizado para cada país i no tempo t em respeito a cada média estimada para os z grupos de renda *per capita* em t (μ_{zt}). Para tanto é necessário supor que cada valor y_{it} contido na amostra representa um valor médio para a renda *per capita*, sendo esse valor normalmente distribuído com desvio padrão (σ) igual a um: $y_{it} \sim N(\bar{y}_{it}, 1)$.

O menor *t-value* calculado⁷ para os testes de hipóteses em cada tempo t indicará a maior probabilidade de $\mu_{zt} - y_{it} = 0$. Desse modo é possível gerar uma variável *qualitativa*, informando se um país pertence a um dos *grupos de renda* (z), que poderá conter m distintas classificações, ou seja, $z = (0, 1, \dots, m)$.

⁷ Os resultados dos *t-values* calculados seguem organizados em três tabelas distintas no Anexo I.

3.2. Modelo multinomial logit

3.2.1. Definição

O objetivo principal da pesquisa é estimar os fatores associados à probabilidade de transição entre os grupos de convergência de renda *per capita*, considerando uma amostra composta por 143 países organizadas em painel um *pooled* abrangendo o período 1970-2008. O modelo multinomial logit (*MNL*) é aplicado para os casos em que a variável dependente é nominal. No problema da pesquisa essa qualificação será determinada de acordo com os resultados obtidos no modelo de misturas finitas, que possibilitou a identificação dos m distintos grupos de convergência de renda *per capita*. O i -ésimo país, em cada tempo t , pertence somente a um único clube de renda, de acordo com as médias e com os desvios padrões estimados no modelo de misturas finitas, sendo essa, portanto, a classificação determinada.

Para que o modelo seja aplicado, é necessário escolher uma das distintas categorias da variável dependente como referência (*base outcome*). O modelo gera então razões de probabilidade (*odds ratio*) distintas para todas as variáveis independentes, com exceção da categoria de referência, que fica omissa na análise. O coeficiente beta representa a mudança na razão de probabilidade da variável dependente existente em uma categoria particular *vis-à-vis* à categoria de referência, associada com uma mudança unitária da variável independente correspondente (Cameron e Trivedi, 2005).

Através dos seus efeitos marginais, o modelo multinomial logit nos permite compreender os efeitos das variáveis de controle sobre a probabilidade de um país migrar para um determinado grupo de convergência durante o período de análise. O modelo *MNL* possui a seguinte forma funcional:

$$\Pr[z_i = j] = \frac{\exp(\alpha_j + \beta_{ij}X_{ij})}{\sum_{k=0}^m \exp(\alpha_k + \beta_{ik}X_{ik})}, \quad j = (0, 1, 2, \dots, k). \quad (22)$$

Sendo α o intercepto para cada j grupo de convergência, k o total de grupos de convergência identificados e X_i o vetor das variáveis independentes testadas. O modelo exige a escolha de um subgrupo como base para o computo dos estimadores. Escolhemos como base o valor $z = 0$, representando os países de baixa renda. Através dessa escolha podemos

então compreender a migração de algum país no clube de convergência j em relação aos países que estão contidos no clube dos países pobres (Cameron e Trivedi, 2005).

Posteriormente serão estimados os efeitos marginais das variáveis de controle sobre a probabilidade de migração entre grupos de renda. Essa estimativa será computada para cada grupo individualmente, sendo analisada a probabilidade de transição do grupo de renda $z = \eta$ para o grupo $z = \eta + 1$, até o m -ésimo grupo determinando no modelo de misturas finitas. A função derivada da equação (22) em relação ao vetor de parâmetros X_{ik} assume a seguinte forma funcional:

$$\frac{\partial \Pr[z_i = j | X_{ik}]}{\partial X_{ik}} = \Pr_j(\beta_{ij} - \bar{\beta}_k) \quad (23)$$

Sendo $\bar{\beta}_k = 1/J \sum_j \beta_{ij}$ o valor médio de todos os outros grupos de renda.

3.2.2. Variáveis independentes

*Capital físico*⁸

Como não possuímos uma variável pré-determinada para o volume do capital físico inicial (K_0) para os países observados, calcularemos esse valor por meio de uma equação que contemple o investimento bruto em t , (I_t), de acordo com o método do investimento perpétuo (Pessoa *et al*, 2003). Será definido pela seguinte equação:

$$K_0 = \frac{I_0}{(1 + g)(1 + n) - (1 - \delta)} \quad (24)$$

Essa equação pressupõe que a economia se encontra em uma trajetória de crescimento equilibrado balanceado para o período que se estima o I_0 , significando que o investimento estava crescendo à soma dada pelo progresso técnico (g) com a taxa de crescimento populacional (n). Para o nosso trabalho utilizamos uma média do investimento dos cinco anos correspondentes ao início da análise, o ano de 1970. A fórmula será definida por:

⁸ Essa variável aparece identificada como “*phys_k*” nas tabelas dos resultados dos modelos.

$$\frac{\bar{I}_{1975}}{L_{1975}} = \frac{1}{5} \left(\frac{I_{1970}}{L_{1970}} + \frac{I_{1971}}{(1+g)L_{1971}} + \frac{I_{1972}}{(1+g)^2 L_{1972}} + \frac{I_{1973}}{(1+g)^3 L_{1973}} + \frac{I_{1974}}{(1+g)^4 L_{1974}} \right) \quad (25)$$

Os valores de K_{it} são calculados por meio da equação (17) depois de estimados os valores do investimento e do capital no período, sendo necessário apenas possuir um valor determinado para a depreciação (δ). Pessoa *et al* (2003) utilizam os valores da taxa de depreciação obtidos a partir dos dados da economia americana por causa da qualidade⁹ dos dados disponíveis para o seu computo. O resultado obtido pelos autores foi de $\delta = 0.035$ ao ano como média do período 1950-2001. Utilizaremos o mesmo valor como *proxy* para a taxa média de depreciação da economia para o período em análise (1970-2003), supondo que esse parâmetro pode ser estendido para todos os países inclusos na amostra.

Porto Junior e Gonçalves (2011) estimaram um modelo multinomial logit utilizando também valores de 1,85% e 9% para parâmetro de depreciação, seguindo os limites observados na literatura de ciclos reais de negócios. Os resultados obtidos nos modelos apresentaram, para todos os casos, níveis de significância similares e nenhuma inversão de sinal. Para o presente trabalho utilizaremos somente $\delta = 0.035$ para fins de simplificação.

*Capital humano*¹⁰

O cálculo do capital humano, por sua vez, segue a abordagem minceriana (Bils e Klenow, 2000) conforme a equação abaixo:

$$H_{it} = e^{\phi(h_{it})} \quad (26)$$

Essa equação supõe que a educação – observada nos anos médios de escolaridade da população (h) – afeta a produtividade de trabalho. A função $\phi(h)$ é côncava, pois supostamente existe uma relação decrescente entre a escolaridade média e a taxa de retorno da escolaridade. Essa função é descrita por:

⁹ “As Contas Nacionais dos Estados Unidos (NIPA) calculam o estoque de capital avaliado a preços de mercado a partir do apuração dos investimentos passados para cada um dos tipos de unidade de capital com grande desagregação.” (PESSOA *et al*, 2003).

¹⁰ Essa variável aparece identificada como “*hum_k*” nas tabelas dos resultados dos modelos.

$$\phi(h_{it}) = \frac{\theta}{1-\psi} h^{1-\psi} \quad (27)$$

Sendo $\theta > 0$ e $0 < \psi < 1$. Utilizamos os mesmos parâmetros sugeridos por Bils e Klenow (2000) para calibrar os valores de $\theta = 0.32$ e $\psi = 0.58$.

Investimento bruto per capita¹¹

O modelo de Azariadis e Stachurski (2005) sugere que desvios dos equilíbrios de estado estacionário são favorecidos por choques exógenos no investimento. Utilizaremos o investimento bruto *per capita*, calculado a partir dos dados disponíveis na PWT 7.0, como variável de controle no modelo multinomial logit.

Produtividade parcial dos fatores de produção¹²

Testaremos se o nível de produtividade parcial dos fatores de produção capital físico *per capita* (k) e capital humano médio (h) influencia na probabilidade de transição entre os grupos de renda *per capita*. As variáveis foram determinadas através da seguinte equação:

$$PPF_{\omega} = \frac{y_{it}}{\omega_{it}} \quad (28)$$

Sendo PPF_{ω} a produtividade para o fator ω .

Crescimento da produtividade parcial dos fatores de produção¹³

Alternativamente testaremos o efeito do crescimento das produtividades parciais dos fatores de produção h e k sobre a probabilidade de migração entre grupos de renda. A variável foi construída conforme exposto na equação abaixo:

¹¹ Essa variável aparece identificada como “*hum_k*” nas tabelas dos resultados dos modelos.

¹² Essas variáveis são identificadas como “*prod_phys_k*” (produtividade parcial do capital físico) e “*prod_hum_k*” (produtividade parcial do capital humano) nas tabelas dos resultados dos modelos.

¹³ Essas variáveis são identificadas como “*prod_gr_phys_k*” (crescimento da produtividade parcial do capital físico) e “*prod_gr_hum_k*” (crescimento da produtividade parcial do capital humano) nas tabelas dos resultados dos modelos.

$$\Delta \text{PPF}_{\omega} = \frac{\text{PPF}_{\omega t} - \text{PPF}_{\omega, t-5}}{\text{PPF}_{\omega, t-5}} \quad (29)$$

Sendo $\Delta \text{PPF}_{\omega}$ o crescimento da produtividade para o fator ω .

3.3. Bases de dados

Para cumprirmos esses objetivos será necessário estimar justamente cada uma das variáveis acima mencionadas para os países contidos na amostra. Serão utilizados os dados contidos na *Penn World Table (PWT)*, versão 7.0, aos preços constantes de 2005. Os dados de escolaridade média, utilizados para o cálculo do capital humano, foram extraídos de Barro e Lee (2010).

4. RESULTADOS

4.1. Resultados dos modelos de misturas finitas

4.1.1. Clubes de convergência

O modelo de misturas finitas apresentou resultados significativos para as amostras testadas em todos os períodos observados. O primeiro resultado a ser destacado é a existência de três modas distintas para a *PDF* da variável y_{it} durante o período 1970-2008. O Critério de Informação de Akaike (*AIC*) nos permite comparar o desempenho de modelos distintos aplicados a um único conjunto de dados, sendo que o menor resultado calculado indica o modelo mais adequado. O *AIC* é definido por:

$$AIC = -2L_p + 2p \quad (30)$$

Sendo L_p o logaritmo de verossimilhança maximizado e p o número de parâmetros do modelo. O problema de pesquisa definido, – a identificação do número de modas da *PDF* de y_{it} –, exige um número definido de aplicações do modelo de misturas finitas às amostras definidas para cada tempo t , sendo que o número de parâmetros do modelo aumenta conforme aumenta o número de modas hipoteticamente existentes em cada teste. No caso específico da pesquisa, os parâmetros são as médias (μ_m) e os desvios padrões (σ_m) das modas supostamente existentes em cada aplicação. Os resultados obtidos seguem sintetizados na tabela abaixo.

Os resultados são semelhantes aos obtidos por Catela e Gonçalves (2009), com exceção do ano de 1970. Essa diferença pode ser atribuída basicamente à distinta formação das bases de dados compostas para o trabalho dos autores e para o presente trabalho¹⁴. Entretanto, de modo generalizado, independentemente da diferença das amostras, os resultados de ambos os trabalhos identificam claramente a existência de três modas distintas para as *PDF's* de y_{it} .

¹⁴ Lembrando que a amostra de Catela e Gonçalves (2009) continha 134 países.

Tabela 1: Critério de informação de Akaike (AIC) para os Modelos de Misturas Finitas

Ano amostrado*	Número de componentes (z)			
	Um (m = 1)	Dois (m = 2)	Três (m = 3)	Quatro (m = 4)
1970	468.42	454.79	451.09	454.71
1975	470.34	454.57	445.53	448.82
1980	478.99	459.62	448.51	451.60
1985	477.48	460.95	446.08	451.72
1990	479.40	460.65	438.92	443.78
1995	490.85	475.99	458.78	461.48
2000	497.01	470.09	465.26	465.85
2005	492.22	459.99	457.48	462.40
2008	491.17	455.29	453.66	457.93

* - As amostras para o período 1970-2000 contêm 142 observações, enquanto para os anos 2005-2008 contém 141 observações.

Fonte: Elaborado pelo autor a partir dos resultados do Stata.

Outro resultado importante obtido na aplicação dos modelos de misturas finitas é a rejeição da existência de quatro (ou mais) modas para as *PDF's* de y_{it} . O Teste de Razão de Verossimilhança ($LR\chi^2$) é uma aplicação que compara os logaritmos de verossimilhança de modelos distintos, nos permitindo a rejeição de H_0 com p parâmetros contra H_a com $p - 1$ parâmetros. A distribuição estatística do teste é aproximadamente uma distribuição chi-quadrado com $df_2 - df_1$ graus de liberdade, sendo df_n o número de parâmetros do n -ésimo modelo. O teste apresenta a seguinte forma funcional:

$$LR\chi^2 = -2\ln(L_p^{H_0}) + 2\ln(L_p^{H_a}) \quad (31)$$

Sendo $L_p^{H_0}$ e $L_p^{H_a}$ os logaritmos de verossimilhança dos modelos considerados respectivamente nas hipóteses nula e alternativa. Os resultados dos testes seguem discriminados na tabela abaixo.

Dos resultados exibidos abaixo ressaltamos: i) a rejeição de todos os modelos cuja suposição era a existência de quatro modas distintas para *PDF* de y_{it} com probabilidade mínima de 14,43% (ano 2000); e ii) todos os testes $LR\chi^2$ de três componentes contra dois apresentaram resultados significativos no intervalo de confiança de 5%, com exceção do ano de 2008, que apresentou resultado significativo à 5,43%. É preferível, portanto, interpretar que as *PDF's* de y_{it} apresentam três modas distintas para todos os anos amostrados.

Tabela 2: Teste $LR\chi^2$ para p contra $p - 1$ parâmetros

Ano	Dois contra um ($p = 2$)		Três contra dois ($p = 3$)		Quatro contra três ($p = 4$)	
	$LR\chi^2$	Prob.	$LR\chi^2$	Prob.	$LR\chi^2$	Prob.
1970	19.63	0.0002	9.70	0.0213	2.38	0.4977
1975	21.77	0.0001	15.05	0.0018	2.71	0.4392
1980	25.37	0.0000	17.11	0.0007	2.91	0.4056
1985	22.54	0.0001	20.87	0.0001	0.36	0.9490
1990	24.75	0.0000	27.73	0.0000	1.14	0.7670
1995	20.86	0.0001	23.21	0.0000	3.30	0.3472
2000	32.91	0.0000	10.84	0.0127	5.41	0.1443
2005	38.23	0.0000	8.51	0.0366	1.08	0.7826
2008	41.88	0.0000	7.63	0.0543	1.73	0.6298

Fonte: Elaborado pelo autor a partir dos resultados do Stata.

Por fim a tabela abaixo resume os resultados finais do modelo de misturas finitas, identificando as médias (μ_m) e os desvios padrões (σ_m) para cada uma das modas contidas nas *PDF's* de y_{it} , bem como as proporções dessas observações na amostragem total.

Tabela 3: Média (μ_m), desvio padrão (σ_m) e proporções de países por grupos de renda

Ano	μ_0^*	σ_0^*	% ($z = 0$)	μ_1^*	σ_1^*	% ($z = 1$)	μ_2^*	σ_2^*	% ($z = 2$)
1970	7.7120	0.5580	40.56%	9.4727	0.9110	33.57%	10.5349	0.1669	25.87%
1975	7.6547	0.4891	37.76%	9.4515	0.9165	34.97%	10.6343	0.1540	27.27%
1980	7.6764	0.5248	38.46%	9.6610	0.8597	34.27%	10.7749	0.1078	27.27%
1985	7.5904	0.4785	35.66%	9.5327	0.8971	37.06%	10.7805	0.1113	27.27%
1990	7.5355	0.4037	32.87%	9.4556	0.8807	37.76%	10.8455	0.1298	29.37%
1995	7.9647	0.7704	39.16%	9.6662	0.3589	33.57%	10.8690	0.2629	27.27%
2000	7.6882	0.6562	32.17%	9.5739	0.6251	39.86%	11.0086	0.2360	27.97%
2005	8.3177	0.9414	42.86%	9.8626	0.3006	29.29%	11.0413	0.2459	27.86%
2008	8.0228	0.7963	32.86%	9.8231	0.5747	38.57%	11.1458	0.1883	28.57%

* - Médias e desvios padrões dos logaritmos naturais da variável de renda *per capita*.

As amostras para o período 1970-2000 contêm 142 observações, enquanto para os anos 2005 e 2008 contêm 141 observações.

Fonte: Elaborado pelo autor a partir dos resultados do Stata.

Ambos os grupos apresentaram um discreto crescimento da renda *per capita* ao longo dos anos, entretanto observamos que o grupo $z = 2$, composto pelos países de alta renda *per capita*, foi aquele com maior crescimento percentual: a renda *per capita* média (em nível) desse grupo cresceu aproximadamente 84%, enquanto as médias dos grupos quando $z = 1$ e $z = 0$ cresceram respectivamente 42% e 36%. As proporções de países nos grupos de renda também se alteram ligeiramente, com destaque para a redução proporcional do número de países contidos no grupo dos países pobres e aumento gradativo do número de países pertencentes ao grupo dos médios.

4.1.2. Migração entre clubes de convergência

Após a estimativa das médias e desvios padrões dos grupos de renda *per capita* ao longo do período 1970-2008, é possível determinar qual o *z-ésimo* grupo de renda que um país *i* pertence no tempo *t* e, a partir desse resultado, analisar o comportamento de transição entre os grupos de renda ao longo do tempo. A tabela abaixo resume os resultados da análise de transição entre os grupos de renda.

Tabela 4: Quantidade de migrações entre grupos de renda por período (resumo)

Período	De pobre para médio	De médio para pobre	De médio para rico	De rico para médio
1970 – 1975	4	-	2	-
1975 – 1980	2	3	1	1
1980 – 1985	6	2	2	2
1985 – 1990	5	1	6	3
1990 – 1995	-	9	-	3
1995 – 2000	10	-	2	1
2000 – 2005	-	15	1	-
2005 – 2008	14	-	1	-
Total	41	30	15	10

Fonte: Elaborado pelo autor a partir dos resultados do Stata.

Na análise observa-se que ocorreram quinze migrações do grupo dos médios para o grupo dos ricos, entretanto alguns desses países retornaram no período seguinte para o grupo de origem. Esse é o caso específico de países como Cuba (1980: $z_i = 1$; 1985: $z_i = 2$ e 1990: $z_i = 1$) e Gabão (1970: $z_i = 1$; 1975: $z_i = 2$ e 1990: $z_i = 1$). Chipre, Cingapura, Coreia do Sul, Guiné Equatorial, Hong Kong, Hungria, Líbano, Malta, Portugal, Seicheles, Taiwan e Trindade & Tobago compõem o conjunto de países que migraram do grupo dos médios para o grupo dos ricos, permanecendo até o último ano amostrado nessa posição. Todas essas migrações ocorreram a partir da década de 1990, com exceção de Cingapura, que já pertencia ao grupo dos ricos desde 1975.

Seguindo o caminho inverso, no sentido grupo de renda alta para grupo de renda média, observam-se dez migrações, sendo que cinco delas retratam países que permanecem pelo menos até 2008 no grupo dos médios. Esse é o caso dos seguintes países: Irã, Iraque, México, Suriname e Venezuela. Majoritariamente essas migrações ocorreram também a partir da década de 1990, com exceção do Irã que pertence ao grupo de renda média desde 1980.

Se por um lado as migrações entre os clubes dos médios e dos ricos são raras, por outro as migrações entre os clubes dos pobres e dos médios são mais comuns: durante os últimos quarenta anos ocorreram 41 migrações no sentido clube de baixa renda → clube de renda média e 30 migrações no sentido oposto. Entretanto alguns países alternam constantemente entre os clubes ao longo do período analisado, como o caso dos seguintes países: Angola, Cabo Verde, Filipinas, Guiana, Marrocos e Nicarágua. Esse resultado ocorre em função da proximidade entre os limites que definem a divisão dos grupos $z = 0$ e $z = 1$ com os valores observados para y_{it} desses países.

O resultado contabiliza 13 países que definitivamente migraram do clube dos pobres para o clube dos médios, com destaque para China e Índia, que em 2008 passaram a integrar o grupo de renda média.

Durante o período analisado não foi constatado nenhum tipo de migração direta, em um único intervalo de tempo, do grupo dos pobres para o grupo dos ricos nem, tampouco, uma migração no sentido contrário. Guiné Equatorial foi o único país observado que transitou entre os três grupos distintos de renda no período 1970-2008 (1995: $z = 0$; 2000: $z = 1$; 2005: $z = 2$).

De modo geral os resultados obtidos nas aplicações dos modelos *FMM* são muito semelhantes aos de Catela e Gonçalves (2009), servindo como forte indício para a existência de armadilhas da pobreza. Conclui-se que i) os países ricos apresentaram crescimento de sua renda *per capita* média muito superior à dos países dos grupos intermediário e pobre e ii) alta probabilidade de permanência do *status quo*, considerando a reduzida quantidade de países que transitam – e permanecem – nos grupos de renda *per capita* superiores.

4.2. Resultados do modelo multinomial logit

4.2.1. Apresentação dos resultados

A tabela abaixo lista os resultados do modelo multinomial logit, tomando como base o grupo de renda dos países pobres ($z = 0$). Os dados estão organizados em um painel *pooled*, abrangendo o período 1970-2008. Conforme retratado na subseção 4.1.2, não existem países que migraram diretamente do clube de convergência de renda baixa para o de renda alta, e tampouco países seguindo o caminho inverso. Portanto os parâmetros estimados para o grupo “Renda Alta” servem apenas para um exercício teórico sobre a propensão dos efeitos das

variáveis de controle sobre a probabilidade de um país de baixa renda migrar diretamente para o clube de alta renda.

Tabela 5: Resultados do modelo multinomial logit: base Renda Baixa

Grupo	Variável	Modelos			
		(1)	(2)	(3)	(4)
Renda Baixa ($z = 0$)	<i>Base Outcome</i>	-	-	-	-
Renda Média ($z = 1$)	<i>phys_k</i>	3.095e-04 9.30***	2.853e-04 9.60***	-3.090e-05 -0.49	-3.900e-05 -0.71
	<i>hum_k</i>	-8.864e-02 -0.52	-1.946e-02 -1.20	1.527 4.58***	1.448 4.64***
	<i>gross_inv_capita</i>	-4.02e-11 -3.36***	-	-1.63e-11 -2.15**	-
	<i>prod_gr_phys_k</i>	-5.670 -4.83***	-5.434 -4.79***	-	-
	<i>prod_gr_hum_k</i>	5.454 4.56***	3.581 3.35***	-	-
	<i>prod_phys_k</i>	-	-	-1.898 -0.72	-1.872 -0.77
	<i>prod_hum_k</i>	-	-	6.841e-03 5.46***	6.760e-03 5.78***
	<i>constant</i>	-4.984 -6.90***	-4.354 -6.59***	-15.103 -6.72***	-14.677 -6.89***
Renda Alta ($z = 2$)	<i>phys_k</i>	3.778e-04 11.08***	3.540e-04 11.58***	-3.250e-05 -0.33	-5.540e-05 -0.53
	<i>hum_k</i>	3.434e-01 1.50	2.455 1.10	8.221 3.87***	7.520 3.68***
	<i>gross_inv_capita</i>	-2.16e-11 -2.31**	-	-1.02e-10 -1.55	-
	<i>prod_gr_phys_k</i>	-14.790 -7.88***	-14.691 -7.93***	-	-
	<i>prod_gr_hum_k</i>	14.132 7.87***	12.436 7.28***	-	-
	<i>prod_phys_k</i>	-	-	3.426 0.21	-2.986 -0.15
	<i>prod_hum_k</i>	-	-	1.557e-02 5.04***	1.483e-02 4.96***
	<i>constant</i>	-14.876 -10.96***	-14.252 -10.82***	-96.969 -3.67***	-86.894 -3.89**
Log Likelihood		-198.249	-211.100	-66.466	-70.266
Pseudo R ²		0.7707	0.7559	0.9231	0.9187
LR Chi ²		1332.96***	1307.26***	1596.53***	1588.93***
O número de observações é igual a 791 para todos os modelos. Os valores abaixo dos coeficientes estimados representam o z-valor. ***: Significativo até 1%. **: Significativo até 5%. *: Significativo até 10%.					

Fonte: Elaborado pelo autor a partir dos resultados do Stata.

O primeiro resultado que chama a atenção é a não rejeição de H_0 para a variável de capital humano nos modelos (1) e (2). O resultado indica que o volume médio capital humano não é tão importante na dinâmica de transição do grupo de renda dos países pobres para o grupo dos médios. Por outro lado as variáveis do volume de capital físico médio e de investimento bruto *per capita* apresentam resultados significantes, sendo a primeira com sinal positivo e a segunda com sinal negativo. Esse resultado é compatível com as teorias de crescimento, pois se espera que i) quanto maior for o volume de capital físico em uma economia, maior será o equilíbrio de estado estacionário para o produto *per capita*; e ii) o retorno ao investimento em capital físico tende a diminuir conforme maior for o volume de capital físico *per capita* acumulado, levando a um menor volume de investimento em capital físico *per capita*.

Galor e Weil (2000) sugerem a existência de pelo menos três regimes que caracterizam o desenvolvimento econômico. Para os autores, as economias *evoluem* de um regime no qual o progresso tecnológico é lento e o crescimento da população impede qualquer o aumento sustentado da renda *per capita* (o regime Maltusiano), para um regime no qual o progresso tecnológico e o crescimento da população absorvem apenas parte do crescimento da produção (o regime Pós-maltusiano). Por fim existe um último regime (regime de Crescimento Moderno), no qual o crescimento da população e o crescimento da renda *per capita* assumem uma correlação negativa, com baixo crescimento populacional e crescimento sustentado da renda *per capita*.

No modelo dos autores o crescimento tecnológico é função do nível de educação médio da população – peça chave para a formação de capital humano. De acordo com os autores, o investimento em educação (e, conseqüentemente, formação de capital humano) não é fator primordial para uma economia migre do regime Maltusiano para o Pós-maltusiano. No presente exercício empírico, o baixo nível de significância para o capital humano quando temos a *base outcome* $z = 0$ sugere alguma semelhança com a teoria proposta por Galor e Weil (2000).

As variáveis que mensuram o crescimento da produtividade dos fatores capital físico e humano também apresentam coeficientes significativos, sendo que o coeficiente para a primeira variável foi negativo e para a segunda positivo. Esse resultado sugere que a menores taxas de crescimento da produtividade parcial do capital físico estão associadas à probabilidade de um determinado país integrar um grupo de renda superior, concordando com as previsões dos modelos clássicos de crescimento – países ricos tendem a apresentar menor

retorno para o capital físico, e, conseqüentemente, apresentarão menor crescimento para a produtividade do capital. Por sua vez o sinal positivo para o crescimento da produtividade parcial do capital humano está associado aos ganhos de escala previstos nos modelos de armadilha da pobreza, conforme previsto pela teoria de Azariadis e Stachurski (2005).

A tabela 6 apresenta os resultados para o mesmo modelo, porém agora considerando o grupo dos países de renda média ($z = 1$) como categoria base. Nesse novo teste, por outro lado, destacam-se o ganho de significância para a variável de capital humano e a perda de significância para a variável de investimento bruto *per capita*.

Tabela 6: Resultados do modelo multinomial logit: base Renda Média

Grupo	Variável	Modelos			
		(1)	(2)	(3)	(4)
Renda Média ($z = 1$)	<i>Base Outcome</i>	-	-	-	-
Renda Alta ($z = 2$)	<i>phys_k</i>	6.830e-05 9.43***	6.870e-05 9.53***	-1.650e-06 -0.02	-1.640e-05 -0.18
	<i>hum_k</i>	4.318e-01 2.81***	4.401e-01 2.88***	6.694 3.19***	6.071 3.01***
	<i>gross_inv_capita</i>	1.85e-11 1.41	- -	-8.58e-11 -1.32	- -
	<i>prod_gr_phys_k</i>	-9.120 -6.19***	-9.257 -6.26***	- -	- -
	<i>prod_gr_hum_k</i>	8.678 6.42***	8.855 6.56***	- -	- -
	<i>prod_phys_k</i>	- -	- -	5.324 0.32	-1.114 -0.05
	<i>prod_hum_k</i>	- -	- -	8.731e-03 3.09***	8.074e-03 2.93***
	<i>constant</i>	-9.892 -8.62***	-9.897 -8.70***	-81.866 -3.11***	-72.216 -3.25**
Log Likelihood		-198.249	-211.100	-66.466	-70.266
Pseudo R ²		0.7707	0.7559	0.9231	0.9187
LR Chi ²		1332.96***	1307.26***	1596.53***	1588.93***
O número de observações é igual a 791 para todos os modelos. Os valores abaixo dos coeficientes estimados representam o z-valor. ***: Significativo até 1%. **: Significativo até 5%. *: Significativo até 10%.					

Fonte: Elaborado pelo autor a partir dos resultados do Stata.

Novamente as variáveis para o crescimento da produtividade dos fatores capital físico e humano apresentaram altos níveis de significância sem inversão de sinais, similarmente ao modelo apresentado na tabela 5. Assim como no modelo anterior, os volumes médios de capital físico e humano também são altamente significativos e apresentam sinais positivos,

determinando que países com maiores níveis para essas variáveis possuem maiores chances de pertencer aos grupos de renda superiores.

É interessante observar justamente o papel contrastante desempenhado pelo capital humano e pelo investimento em capital físico no fenômeno da migração entre clubes. O exercício empírico permitiu distinguir que a migração do grupo dos países pobres para o grupo dos países médios tem pouca relação com o nível de capital humano vigente, mas está diretamente relacionada ao montante de investimento bruto *per capita* realizado. Já o processo de migração do grupo dos médios para o grupo dos ricos, entretanto, apresenta um resultado diametralmente oposto.

Cameron e Trivedi (2005) destacam que os coeficientes estimados no modelo *MNL* não possuem uma interpretação direta sobre a probabilidade de transição entre os z grupos elencados. Entretanto, segundo os autores, as probabilidades de alteração entre *grupos de renda* – dada as variáveis independentes elencadas – podem ser estimadas diretamente pelos efeitos marginais das variáveis independentes sobre a variável dependente. Na próxima seção apresentamos os resultados estimados para os efeitos marginais das variáveis independentes sobre a probabilidade de um país pertencente a um grupo de renda $z = \eta$ migrar para um grupo $z = \eta + 1$ superior.

4.2.2. Efeitos marginais

As tabelas abaixo exibem os efeitos marginais exercidos pelas variáveis independentes sobre a probabilidade de migração entre grupos de renda, conforme exposto na equação (23). A primeira tabela apresenta os resultados dos efeitos marginais para o modelo estimado na tabela 5, estudando a transição do grupo dos países de renda baixa ($z = 0$) para o grupo dos países de renda média ($z = 1$). A segunda tabela, por sua vez, apresenta os resultados dos efeitos marginais para o modelo estimado na tabela 6, ou seja, para a probabilidade de migração do grupo de renda média para o grupo de alta renda ($z = 2$).

Os coeficientes estimados para os efeitos marginais apresentaram níveis de significância estatísticas semelhantes ao dos resultados apresentados nas tabelas 5 e 6 para todas as variáveis. Novamente rejeitamos o capital humano como variável explicativa no fenômeno de migração entre os grupos de renda $z = 0$ para $z = 1$ (tabela 7) e não rejeitamos quando a migração ocorre no sentido $z = 1$ para $z = 2$ (tabela 8).

Tabela 7: Efeito marginal médio: de base $z = 0$ para $z = 1$

Variável	Modelos			
	(1)	(2)	(3)	(4)
<i>phys_k</i>	2.000e-05 9.91***	2.090e-05 10.18***	-1.040e-06 -0.49	-1.340e-06 -0.72
<i>hum_k</i>	-5.938e-03 -0.54	-1.484e-02 -1.22	5.150e-02 5.27***	4.965e-02 5.52***
<i>gross_inv_capita</i>	-2.610e-12 -3.38***	- -	-5.500e-13 -2.21**	- -
<i>prod_gr_phys_k</i>	-3.618e-01 -5.09***	-3.878e-01 -4.94***	- -	- -
<i>prod_gr_hum_k</i>	3.481e-01 4.71***	2.522e-01 3.33***	- -	- -
<i>prod_phys_k</i>	- -	- -	-6.406e-02 -0.73	-6.421e-02 -0.78
<i>prod_hum_k</i>	- -	- -	2.308e-04 6.03***	2.319e-04 6.62***
Numero de observações da amostra (total): 791 (para todos os modelos). Numero de observações da subamostra ($z = 0$): 264 (para todos os modelos). Os valores abaixo dos coeficientes estimados representam o z-valor. ***: Significativo até 1%. **: Significativo até 5%. *: Significativo até 10%.				

Fonte: Elaborado pelo autor a partir dos resultados do Stata.

Tabela 8: Efeito marginal médio: de base $z = 1$ para $z = 2$

Variável	Modelos			
	(1)	(2)	(3)	(4)
<i>phys_k</i>	3.600e-06 10.92***	3.660e-06 11.00***	-8.65e-09 -0.02	-9.120e-08 -0.19
<i>hum_k</i>	2.163e-02 2.66***	2.195e-02 2.72***	3.516e-02 3.36***	3.378e-02 3.34***
<i>gross_inv_capita</i>	9.07e-13 1.38	- -	-4.510e-13 -1.23	- -
<i>prod_gr_phys_k</i>	-4.611e-01 -6.51***	-4.687e-01 -6.57***	- -	- -
<i>prod_gr_hum_k</i>	4.388e-01 7.30***	4.472e-01 7.56***	- -	- -
<i>prod_phys_k</i>	- -	- -	2.797e-02 0.32	-6.202e-03 -0.05
<i>prod_hum_k</i>	- -	- -	4.590e-05 2.99***	4.490e-05 3.07***
Numero de observações da amostra (total): 791 (para todos os modelos). Numero de observações da subamostra ($z = 1$): 297 (para todos os modelos). Os valores abaixo dos coeficientes estimados representam o z-valor. ***: Significativo até 1%. **: Significativo até 5%. *: Significativo até 10%.				

Fonte: Elaborado pelo autor a partir dos resultados do Stata.

Os resultados dos efeitos marginais são semelhantes aos dos modelos apresentados na seção anterior. Todavia cabe destacar uma breve comparação entre os coeficientes estimados para o crescimento da produtividade do capital humano em ambos os modelos: a magnitude

do efeito marginal é superior quando analisamos a transição do grupo $z = 1$ para $z = 2$, se comparada com a transição do grupo $z = 0$ para $z = 1$. O ganho de produtividade sobre o capital humano tem impacto muito maior sobre a probabilidade de migração entre grupos dos médios e dos ricos se comparada com a probabilidade de migração do grupo dos pobres para os médios.

4.2.3. Os resultados e o modelo de Azariadis e Stachurski

Azariadis e Stachurski (2005), assim como Quah (1993, 1997), consideram a existência de uma distribuição bimodal para a *PDF* da renda *per capita*, e seus resultados apontam também para uma alta probabilidade de permanência do *status quo*. No presente trabalho encontramos pelo menos três modas distintas para a *PDF* da renda *per capita*, em conformidade com Catela e Gonçalves (2009), para uma amostra de 143 países distintos durante o período 1970-2008.

Sobre o problema da armadilha da pobreza, os autores concluem que um modelo de concorrência imperfeita cuja função de produção apresenta retornos crescentes gera externalidades ao ponto em que o equilíbrio geral pode ser fonte de equilíbrios múltiplos (Azariadis e Stachurski, 2005). Ao citarem o modelo de Rosenstein-Rodan (1943), Azariadis e Stachurski (2005) destacam também a tecnologia é um bem livremente disponível para qualquer economia, entretanto não é adotada em economias pobres por causa do reduzido tamanho do mercado doméstico, não justificando os custos fixos do investimento. Porém, ainda no mesmo modelo, se todos os setores se industrializarem simultaneamente, o mercado pode ser potencialmente expandido até o ponto em que o investimento em tecnologia moderna se torne rentável (Azariadis e Stachurski, 2005).

Os modelos teóricos explorados no presente trabalho indicam, de modo generalizado, que a função da dinâmica de acumulação de capital físico *per capita* tem o capital humano como fator endógeno, conforme expresso na equação (18). Os resultados observados nos modelos *MNL*, por sua vez, apontam na direção preconizada pelos modelos de Azariadis e Stachurski (2005) e Rosenstein-Rodan (1943): a probabilidade de transição do grupo dos países médios para o grupo dos ricos depende diretamente do capital humano médio, já a migração entre os dois grupos inferiores não depende dessa variável.

5. CONSIDERAÇÕES FINAIS

No presente trabalho estudamos a probabilidade de transição entre os grupos de renda *per capita* sob a luz dos modelos de armadilha da pobreza. Primeiramente foram apresentados os modelos clássicos de crescimento exógeno e endógeno, seguido da crítica de Azariadis e Stachurski (2005). Para esses autores o modelo de crescimento clássico não é capaz de explicar a diferença entre as rendas *per capita* entre os países: o problema seria a condição de existência de apenas um único equilíbrio de estado estacionário prevista pelo modelo clássico.

Os autores propõem então um modelo de equilíbrios múltiplos, no qual a dinâmica de acumulação de capital físico é função da variável de capital humano. Azariadis e Stachurski (2005) adotam uma função de produção não-convexa na qual o capital humano desempenha papel fundamental no deslocamento de uma economia entre os equilíbrios de estado estacionário previstos.

Considerando a discussão teórica, propomos no presente trabalho um teste empírico para o estudo da probabilidade de transição entre os grupos de renda *per capita*. Para tanto se fazia necessário identificar estatisticamente a quantidade de grupos de renda existentes ao longo do período analisado. Seguindo a metodologia proposta por Catela e Gonçalves (2009), estimamos um modelo de misturas finitas e encontramos resultados similares ao dos autores: os países estão agrupados em três clubes de renda distintos durante o período 1970-2008. Constatamos também que o processo de transição entre os clubes de renda entre o grupo intermediário e o grupo superior é um evento de baixa ocorrência, ou, em outros termos, existe alta probabilidade de permanência do *status quo*.

Seguindo os resultados estimados no modelo de misturas finitas, construímos uma variável qualitativa para a definirmos a qual grupo pertence o *i-ésimo* país amostrado no tempo *t*. Utilizamos esses resultados como variável dependente do modelo multinomial logit. A probabilidade de transição entre os grupos de renda foi determinada através dos efeitos marginais estimados para os resultados do modelo multinomial logit.

Dos principais resultados do modelo multinomial logit destacaram-se: i) a rejeição da variável de capital humano como fator determinante da probabilidade de migração do grupo de renda baixa para o grupo de renda média; ii) a rejeição da variável de investimento bruto *per capita* como variável determinante da probabilidade de migração do grupo de renda média para o grupo de renda alta; iii) os coeficientes do crescimento da produtividade parcial dos fatores capital físico e humano apresentaram sinais coerentes com as proposições teóricas

propostas nos modelos de armadilhas de pobreza de Azariadis e Drazen (1990) e Azariadis e Stachurski (2005).

A principal contribuição do presente trabalho foi o estudo empírico da transição entre grupos de convergência de renda *per capita*, tendo consideração com as proposições teóricas dos modelos de armadilha da pobreza. Considerando as fortes evidências empíricas para o padrão de três modas distintas da função de densidade de probabilidade da renda *per capita* ao longo de um período de aproximadamente quarenta anos, encontramos resultados contrastantes para a determinação da probabilidade de migração entre grupos de renda.

6. REFERÊNCIAS

- ABRAMOVITZ, M. **Catching up, forging ahead, and falling behind.** Journal of Economic History, v. 46, p. 385–406, 1986.
- ACEMOGLU, D., AGHION, P. e ZILIBOTTI, F. **Distance to frontier, selection, and economic growth.** Journal of the European Economic Association, Vol. 4, No. 1 (March), 37–74. 2006.
- AGHION, P. e HOWITT, P. **A model of growth through creative destruction.** Econometrica, Vol. 60, No. 2, pp. 323-351, 1992.
- _____. **Endogenous growth theory.** The MIT Press, Cambridge, 1999.
- ATEN, B., HESTON, A. e SUMMERS, R. **Penn world table version 7.0.** Technical report, Center for International Comparisons of Production, Income and Prices at the University of Pennsylvania. Disponível em: <http://pwt.econ.upenn.edu/>, setembro de 2011.
- AZARIADIS, C. e DRAZEN, A. **Threshold externalities in economic development.** Quarterly Journal of Economics, 105, 501–526. 1990.
- AZARIADIS, C. e STACHURSKI, J. **Poverty traps.** Handbook of Economic Growth. Elsevier, 2005.
- BARRO, R. J. **Economic growth in a cross section of countries.** Quarterly Journal of Economics, v. 106, pp. 407-444, 1991.
- BARRO, R. J. e LEE, J. W. **A new data set of educational attainment in the world, 1950-2010.** NBER Working Paper n. 15902. 2010.
- BARRO, R. J. e SALA-I-MARTIN, X. **Economic growth.** 2 ed., The MIT Press, Cambridge, 2003.
- BAUMOL, W. J. **Productivity growth, convergence, and welfare: What the Long-Run Data Show.** The American Economic Review, Vol. 76, No. 5, pp. 1072-1085, 1986.
- BILS, M. e KLENOW, P. J. **Does schooling cause growth?** American Economic Review, v. 90, n. 5, p 1160–1183, 2000.
- CABALLE, J. e SANTOS, M. S. **On endogenous growth with physical and human capital.** Journal of Political Economy, v. 101, n. 6, p. 1042–1067, 1993.
- CAMERON, A. C. e TRIVEDI, P. K. **Microeconometrics: Methods and Applications.** Cambridge University Press. 2005.

CATELA, E. Y. S. e GONÇALVES, F. **Convergência, para onde?** Uma análise da dinâmica de distribuição de renda *per capita* a partir do modelo de misturas finitas. Revista de Economia Aplicada, v. 13, p. 249–275, 2009.

CHEN, H., CHEN, J. e KALBFLEISCH, J. D. **Testing for a finite mixture model with two components.** Journal of Royal Statistical Society Serie B: Statistical Methodology, 66: 95–115, 2004.

FRANKEL, M. **The production function in allocation and growth:** a synthesis. The American Economic Review, Vol. 52, No. 5, pp. 996-1022, 1962.

GALOR, O. **Convergence?** Inferences from theoretical models. The Economic Journal, v. 106, p. 1056-1069, 1996.

GALOR, O. e WEIL, D. N. **Population, technology, and growth:** from Malthusian stagnation to the demographic transition and beyond. The American Economic Review, Vol. 90, No. 4, pp. 806-828, 2000.

ISLAM, N. **What we have learn from the convergence debate?** Journal of Economic Surveys, Vol. 17, No. 3, pp. 309-362, 2003.

KLENOW, P. e RODRIGUEZ-CLARE, A. **The neoclassical revival in growth economics:** has it gone too far? NBER Macroeconomics Annual, v. 12, p. 73–114, 1997.

LUCAS, R. E. Jr. **On the mechanics of economic development.** Journal of Monetary Economics, vol. 22, p. 3–42. 1988.

MANKIW, N., ROMER, D. e WEIL, D. **A contribution to the empirics of economic growth.** Quarterly Journal of Economics, v. 107, n. 2, p. 407–437, 1992.

MINCER, J. **Investment in human capital and personal income distribution.** The Journal of Political Economy, v. 66, n. 4, p. 281-302, 1958.

PESSOA, S. A., GOMES, V., VELOSO, F. **Evolução da produtividade total dos fatores na economia brasileira:** uma análise comparativa. Pesquisa e Planejamento Econômico, volume 33, n.3. Rio de Janeiro, 2003.

PORTO JUNIOR, A. S., GONÇALVES, F. O. **A fuga da armadilha da pobreza:** por que os países alternam entre os clubes de convergência? In: 39º Encontro Nacional de Economia/ANPEC, 2011, Foz do Iguaçu. Anais do 39º Encontro Nacional de Economia/ANPEC, 2011.

QUAH, D. T. **Empirical cross -section dynamic s in economic growth.** European Economic Review, 37, 426-434, 1993.

_____. **Empirics for growth and distribution:** stratification, polarization, and convergence clubs. *Journal of Economics Growth*, 2: 27–59, 1997.

ROMER, P. **Increasing returns and long run growth.** *Journal of Political Economy*, 94: 1002–1037, 1986.

ROSENSTEIN-RODAN, P. **The problem of industrialization of eastern and south-eastern Europe.** *Economic Journal*, 53, 202–211, 1943.

SOLOW, R. M. **A contribution to the theory of economic growth.** *Quarterly Journal of Economics*, 70: 65–94, 1956.

SWAN, T. W. **Economic growth and capital accumulation.** *Economic Record*, John Wiley & Sons, 32 (2): 334–361, 1956.

ANEXO I

As tabelas abaixo apresentam os *t-values* (em módulo) para a hipótese nula $H_0 : (y_{it} - \mu_{mt}) = 0$ contra $H_A : (y_{it} - \mu_{mt}) \neq 0$. Os menores valores nas células abaixo, para cada país i em no tempo t , indicam a maior probabilidade de pertencer a qualquer um dos m grupos de renda elencados (*poor; middle; rich*).

Tabela 9: *t-values* em módulo para a definição do grupo de renda: período 1970-1980

País	1970			1975			1980		
	poor	middle	rich	poor	middle	rich	poor	middle	rich
Afghanistan	1.645	18.253	31.883	2.335	17.993	33.064	1.512	21.029	35.338
Albania	12.760	7.508	20.548	14.136	6.648	21.085	14.494	8.438	22.118
Algeria	23.522	2.895	9.574	24.357	3.178	10.710	25.997	2.719	10.403
Angola	10.152	10.030	23.208	11.919	8.779	23.336	9.266	13.508	27.442
Argentina	24.782	4.113	8.289	26.237	4.985	8.803	26.719	3.419	9.668
Australia	33.884	12.911	0.992	35.647	14.032	0.749	36.261	12.674	0.050
Austria	33.419	12.462	0.518	36.602	14.950	1.719	37.590	13.964	1.404
Bahamas	35.513	14.486	2.653	31.599	10.141	3.359	36.095	12.513	0.119
Bahrain	42.131	20.884	9.402	41.377	19.540	6.565	41.809	18.055	5.700
Bangladesh	1.494	21.288	35.084	2.611	22.748	38.085	2.218	24.647	39.137
Barbados	32.711	11.777	0.204	33.926	12.378	0.997	35.961	12.383	0.255
Belgium	33.839	12.868	0.946	36.219	14.581	1.330	37.370	13.750	1.180
Belize	21.653	1.088	11.480	22.935	1.811	12.154	24.711	1.472	11.713
Benin	0.922	20.735	34.501	0.712	19.553	34.711	1.259	21.274	35.596
Bhutan	0.626	19.239	32.922	0.036	20.203	35.397	1.930	20.624	34.913
Bolivia	13.413	6.877	19.882	16.064	4.795	19.129	15.995	6.982	20.589
Botswana	2.658	17.274	30.850	10.856	9.801	24.414	14.842	8.100	21.764
Brazil	20.544	0.017	12.610	24.896	3.696	10.164	26.671	3.373	9.716
Brunei	51.727	30.161	19.188	53.954	31.632	19.332	56.497	32.301	20.659
Bulgaria	10.181	10.001	23.178	14.994	5.823	20.214	18.015	5.022	18.531
Burkina Faso	7.523	27.116	41.232	5.222	25.258	40.735	4.541	26.900	41.503
Burundi	13.559	32.950	47.386	13.145	32.874	48.777	12.460	34.580	49.567
Cambodia	0.832	19.039	32.712	3.379	23.486	38.864	7.008	29.293	44.016
Cameroon	4.461	15.531	29.011	8.099	12.451	27.213	10.756	12.064	25.925
Canada	35.040	14.029	2.171	36.732	15.074	1.850	36.417	12.826	0.209
Cape Verde	7.404	12.686	26.010	8.403	12.159	26.904	5.386	17.272	31.393
Central African Republic	0.677	20.498	34.251	0.086	20.320	35.521	0.944	23.411	37.840
Chad	0.681	20.502	34.254	0.542	19.717	34.884	5.042	27.385	42.013
Chile	22.058	1.480	11.067	20.088	0.926	15.044	22.775	0.406	13.684
China Version 1	11.843	31.291	45.636	9.427	29.300	45.003	6.414	28.717	43.411
China Version 2	2.553	22.311	36.163	0.809	21.015	36.255	0.795	21.725	36.069
Colombia	18.984	1.492	14.202	20.913	0.133	14.206	22.232	0.932	14.237
Comoros	3.298	16.655	30.197	5.149	15.288	30.208	5.571	17.092	31.205
Congo, Dem. Rep.	1.995	17.915	31.526	1.971	18.343	33.434	0.582	23.060	37.472
Congo, Republic of	3.583	16.380	29.906	6.770	13.729	28.562	8.433	14.317	28.291

Costa Rica	26.184	5.468	6.860	27.821	6.508	7.195	28.287	4.940	8.071
Cote d'Ivoire	6.271	13.781	27.165	8.047	12.502	27.266	7.975	14.761	28.757
Cuba	24.488	3.829	8.589	26.481	5.220	8.555	26.742	3.442	9.644
Cyprus	22.456	1.865	10.661	19.812	1.192	15.324	26.559	3.265	9.830
Denmark	32.672	11.740	0.244	33.980	12.430	0.942	34.330	10.802	1.916
Dominican Republic	16.007	4.369	17.237	19.053	1.921	16.094	19.853	3.240	16.660
Ecuador	16.905	3.502	16.322	22.368	1.266	12.729	24.317	1.090	12.113
Egypt	8.068	12.044	25.333	8.248	12.308	27.062	11.871	10.981	24.788
El Salvador	20.383	0.140	12.775	22.295	1.196	12.803	20.919	2.205	15.574
Equatorial Guinea	2.789	22.540	36.405	4.822	15.602	30.540	0.215	22.704	37.097
Ethiopia	9.284	28.818	43.027	8.832	28.728	44.399	8.881	31.109	45.923
Fiji	15.221	5.130	18.039	17.853	3.074	17.312	19.026	4.042	17.502
Finland	29.945	9.104	3.025	32.564	11.068	2.380	33.143	9.651	3.125
France	32.799	11.863	0.114	35.341	13.738	0.439	36.437	12.845	0.229
Gabon	24.516	3.855	8.561	31.808	10.341	3.148	30.106	6.705	6.218
Gambia, The	2.018	21.794	35.618	0.524	20.741	35.966	1.772	24.214	38.683
Germany	33.021	12.077	0.112	34.809	13.226	0.102	36.192	12.608	0.020
Ghana	1.029	18.849	32.511	0.755	19.511	34.667	0.324	22.809	37.208
Greece	31.410	10.520	1.531	35.080	13.487	0.174	36.469	12.876	0.262
Guatemala	19.092	1.387	14.091	22.000	0.912	13.103	23.747	0.537	12.694
Guinea	3.615	23.338	37.246	1.983	22.144	37.447	1.862	24.302	38.775
Guinea-Bissau	13.434	32.830	47.259	7.181	27.141	42.723	10.078	32.271	47.142
Guyana	13.306	6.981	19.991	16.187	4.676	19.003	13.567	9.337	23.062
Haiti	5.723	14.311	27.724	7.867	12.675	27.449	11.753	11.097	24.909
Honduras	13.390	6.899	19.906	16.336	4.533	18.852	17.478	5.544	19.079
Hong Kong	23.855	3.217	9.234	26.268	5.015	8.771	30.332	6.924	5.988
Hungary	21.447	0.889	11.690	25.727	4.495	9.320	27.524	4.200	8.848
Iceland	32.083	11.170	0.845	35.555	13.943	0.656	37.004	13.395	0.807
India	0.833	19.038	32.711	2.024	18.292	33.380	2.914	19.669	33.911
Indonesia	0.801	19.069	32.743	5.456	14.992	29.896	7.893	14.840	28.840
Iran	30.726	9.859	2.228	34.177	12.619	0.743	26.270	2.984	10.125
Iraq	27.381	6.625	5.639	31.568	10.110	3.391	36.165	12.581	0.047
Ireland	29.029	8.218	3.959	31.671	10.209	3.286	33.571	10.065	2.690
Israel	32.534	11.606	0.384	35.986	14.358	1.093	35.183	11.629	1.047
Italy	32.502	11.576	0.417	34.889	13.303	0.020	36.429	12.837	0.221
Jamaica	25.378	4.689	7.681	25.524	4.300	9.526	21.789	1.362	14.688
Japan	30.192	9.343	2.773	33.289	11.765	1.644	34.827	11.284	1.410
Jordan	18.623	1.841	14.570	20.121	0.894	15.010	27.509	4.186	8.863
Kenya	1.027	18.851	32.513	2.003	18.312	33.401	3.041	19.546	33.781
Korea, Republic of	17.079	3.333	16.144	19.991	1.019	15.142	21.947	1.209	14.528
Laos	5.840	25.489	39.516	3.262	23.374	38.746	2.828	25.238	39.758
Lebanon	40.547	19.353	7.787	42.019	20.158	7.217	37.987	14.349	1.808
Lesotho	6.516	26.142	40.204	3.940	24.025	39.434	1.453	23.905	38.358
Liberia	8.495	11.631	24.897	8.636	11.935	26.668	8.587	14.167	28.133
Luxembourg	37.392	16.303	4.570	38.565	16.837	3.711	39.398	15.717	3.245
Macao	28.270	7.485	4.732	30.476	9.060	4.500	31.512	8.068	4.786
Madagascar	1.134	20.940	34.717	0.331	20.556	35.770	2.421	24.843	39.344
Malawi	4.757	24.442	38.411	1.612	21.787	37.070	1.077	23.540	37.975

Malaysia	12.406	7.851	20.910	16.940	3.953	18.240	19.753	3.337	16.762
Maldives	1.121	18.760	32.417	1.044	19.234	34.374	5.444	17.215	31.334
Mali	4.415	24.112	38.063	3.397	23.503	38.882	1.673	24.118	38.582
Malta	20.446	0.079	12.711	23.344	2.205	11.738	28.525	5.171	7.828
Mauritania	4.648	15.350	28.820	6.878	13.625	28.452	6.625	16.070	30.131
Mauritius	12.012	8.231	21.311	15.482	5.354	19.719	15.416	7.543	21.179
Mexico	28.223	7.439	4.780	29.147	7.782	5.849	30.636	7.219	5.678
Mongolia	5.177	14.839	28.281	7.441	13.084	27.881	9.442	13.338	27.262
Morocco	10.201	9.982	23.158	13.046	7.696	22.192	13.814	9.097	22.810
Mozambique	11.689	31.143	45.480	9.377	29.252	44.952	9.483	31.693	46.536
Namibia	21.451	0.892	11.686	23.025	1.897	12.063	23.072	0.118	13.381
Nepal	3.102	22.842	36.724	1.998	22.158	37.462	1.980	24.415	38.894
Netherlands	36.546	15.485	3.706	39.092	17.343	4.246	39.562	15.876	3.412
New Zealand	34.256	13.272	1.372	36.008	14.379	1.116	34.685	11.146	1.555
Nicaragua	20.048	0.464	13.117	21.567	0.496	13.542	17.804	5.227	18.747
Niger	1.690	18.210	31.837	0.192	20.422	35.629	0.910	21.613	35.951
Nigeria	7.617	12.481	25.793	11.327	9.348	23.936	8.941	13.823	27.773
Norway	34.702	13.702	1.826	36.852	15.190	1.972	37.773	14.141	1.590
Oman	28.781	7.979	4.211	32.558	11.062	2.387	31.689	8.240	4.606
Pakistan	6.516	13.545	26.916	8.172	12.381	27.139	9.818	12.973	26.880
Panama	18.410	2.047	14.787	20.411	0.616	14.716	23.416	0.216	13.031
Papua New Guinea	4.206	15.778	29.271	5.598	14.856	29.752	10.292	12.513	26.397
Paraguay	11.271	8.948	22.067	13.984	6.794	21.239	17.965	5.071	18.583
Peru	22.447	1.856	10.670	24.518	3.333	10.547	23.450	0.249	12.996
Philippines	7.797	12.307	25.610	10.382	10.256	24.895	11.629	11.217	25.036
Poland	20.519	0.008	12.637	23.603	2.453	11.476	24.763	1.522	11.660
Portugal	24.330	3.676	8.750	26.113	4.867	8.928	28.350	5.002	8.006
Puerto Rico	33.143	12.195	0.237	33.845	12.300	1.080	35.103	11.551	1.129
Romania	11.085	9.128	22.257	18.119	2.819	17.043	22.652	0.525	13.810
Rwanda	3.645	23.367	37.277	4.001	24.084	39.496	2.855	25.264	39.785
Senegal	3.497	16.463	29.994	4.009	16.383	31.364	2.945	19.640	33.880
Seychelles	18.164	2.284	15.037	22.113	1.021	12.988	26.595	3.300	9.793
Sierra Leone	0.688	19.178	32.858	1.517	18.780	33.895	2.110	20.449	34.730
Singapore	25.229	4.545	7.834	29.018	7.659	5.979	31.160	7.727	5.145
Solomon Islands	12.388	7.868	20.928	13.444	7.314	21.788	16.362	6.626	20.215
Somalia	0.463	19.396	33.088	2.390	17.940	33.008	0.770	23.242	37.663
South Africa	25.322	4.635	7.739	26.737	5.466	8.295	27.401	4.081	8.973
Spain	30.655	9.790	2.301	34.085	12.530	0.836	34.792	11.250	1.445
Sri Lanka	3.164	16.785	30.334	4.336	16.069	31.033	6.148	16.533	30.617
Sudan	8.004	12.106	25.398	9.096	11.493	26.202	8.671	14.085	28.047
Suriname	29.349	8.527	3.633	30.482	9.066	4.494	31.011	7.582	5.297
Swaziland	5.686	14.347	27.762	13.611	7.152	21.618	13.774	9.136	22.850
Sweden	33.439	12.481	0.538	35.121	13.526	0.216	34.985	11.437	1.249
Switzerland	36.477	15.419	3.637	37.808	16.109	2.943	38.734	15.073	2.569
Syria	14.382	5.940	18.894	19.962	1.047	15.172	21.149	1.983	15.340
Taiwan	17.392	3.031	15.825	21.628	0.554	13.481	25.795	2.524	10.608
Tanzania	6.782	26.399	40.476	5.147	25.185	40.658	4.927	27.274	41.896
Thailand	4.939	15.069	28.524	7.240	13.278	28.086	9.748	13.041	26.951

Togo	4.032	15.946	29.449	5.748	14.711	29.599	5.703	16.964	31.070
Trinidad & Tobago	29.820	8.983	3.152	30.329	8.919	4.649	31.468	8.025	4.831
Tunisia	15.188	5.161	18.072	18.235	2.707	16.925	18.979	4.088	17.550
Turkey	18.400	2.057	14.798	20.916	0.130	14.203	21.531	1.613	14.951
Uganda	2.819	22.568	36.435	2.954	23.078	38.433	6.868	29.157	43.873
United Kingdom	32.006	11.096	0.923	33.967	12.417	0.956	34.160	10.637	2.089
United States	36.107	15.061	3.260	37.146	15.472	2.270	37.312	13.694	1.121
Uruguay	18.667	1.798	14.525	20.226	0.794	14.904	22.734	0.446	13.726
Venezuela	30.954	10.079	1.996	32.701	11.199	2.242	30.784	7.363	5.527
Vietnam	6.289	25.923	39.974	6.069	26.071	41.594	4.477	26.837	41.437
Zambia	11.659	8.573	21.672	11.807	8.887	23.449	8.847	13.915	27.869
Zimbabwe	10.781	30.265	44.554	7.885	27.817	43.437	9.504	31.713	46.557

Fonte: Elaborado pelo autor a partir dos resultados do Stata.

Tabela 10: *t-values* em módulo para a definição do grupo de renda: período 1985-1995

País	1985			1990			1995		
	poor	middle	rich	poor	middle	rich	poor	middle	rich
Afghanistan	5.033	17.079	32.858	1.949	19.843	37.412	8.024	28.365	42.741
Albania	15.285	7.209	22.451	15.009	7.302	24.219	9.326	10.464	24.766
Algeria	27.641	4.688	9.908	26.544	3.774	12.566	18.298	1.208	15.471
Angola	10.581	11.738	27.227	12.660	9.558	26.592	5.407	14.508	28.827
Argentina	25.685	2.804	11.894	25.532	2.803	13.588	22.596	3.227	11.018
Australia	38.308	14.958	0.920	39.057	15.789	0.075	34.271	15.272	1.077
Austria	38.901	15.529	1.523	40.995	17.651	2.034	34.917	15.938	1.746
Bahamas	37.501	14.181	0.102	37.634	14.423	1.362	30.636	11.522	2.689
Bahrain	36.044	12.779	1.378	36.587	13.418	2.420	30.891	11.785	2.425
Bangladesh	0.765	22.662	38.744	0.099	21.619	39.281	4.217	24.437	38.797
Barbados	35.639	12.388	1.789	36.528	13.361	2.480	29.517	10.367	3.849
Belgium	38.608	15.247	1.225	41.319	17.962	2.361	35.670	16.715	2.526
Belize	22.768	0.004	14.855	27.062	4.272	12.042	23.394	4.050	10.192
Benin	4.255	17.829	33.649	4.357	17.530	34.979	0.667	20.774	35.119
Bhutan	5.325	16.799	32.562	11.761	10.421	27.500	10.709	9.037	23.333
Bolivia	14.579	7.888	23.168	15.137	7.180	24.090	10.634	9.115	23.411
Botswana	18.709	3.912	18.975	24.105	1.433	15.029	17.214	2.326	16.594
Brazil	25.816	2.930	11.761	26.077	3.326	13.037	19.983	0.531	13.726
Brunei	52.565	28.685	15.394	49.662	25.973	10.789	41.802	23.042	8.879
Bulgaria	20.993	1.713	16.657	23.650	0.995	15.490	18.203	1.306	15.569
Burkina Faso	3.241	25.046	41.258	2.690	24.298	42.099	7.360	27.679	42.052
Burundi	10.305	31.848	48.429	8.564	29.938	48.033	15.745	36.330	50.739
Cambodia	5.490	27.211	43.540	1.526	23.180	40.923	4.313	24.536	38.896
Cameroon	15.001	7.482	22.739	12.314	9.890	26.941	4.380	15.567	29.890
Canada	37.966	14.629	0.574	39.462	16.179	0.485	34.062	15.056	0.860
Cape Verde	9.635	12.649	28.187	11.595	10.581	27.668	7.911	11.924	26.232
Central African Republic	0.658	22.559	38.635	1.370	23.030	40.765	7.823	28.156	42.532
Chad	0.102	21.828	37.864	0.165	21.556	39.214	3.884	24.093	38.451
Chile	21.252	1.464	16.394	24.390	1.705	14.742	22.551	3.180	11.065

China Version 1	1.134	23.017	39.118	2.000	19.794	37.360	2.960	17.032	31.361
China Version 2	4.596	17.501	33.302	6.255	15.708	33.062	5.893	14.006	28.323
Colombia	22.230	0.522	15.401	23.471	0.823	15.670	18.750	0.741	15.002
Comoros	7.611	14.598	30.242	6.328	15.638	32.988	0.719	20.827	35.172
Congo, Dem. Rep.	0.495	21.449	37.466	0.738	21.006	38.636	11.201	31.642	46.031
Congo, Republic of	13.529	8.900	24.234	13.870	8.395	25.369	7.021	12.842	27.154
Costa Rica	27.301	4.361	10.253	27.727	4.910	11.370	22.648	3.281	10.964
Cote d'Ivoire	9.436	12.841	28.389	9.950	12.160	29.329	3.146	16.840	31.168
Cuba	30.552	7.491	6.953	30.211	7.296	8.861	20.384	0.944	13.310
Cyprus	29.938	6.899	7.577	34.206	11.132	4.825	28.602	9.423	4.796
Denmark	36.775	13.483	0.635	37.807	14.590	1.187	33.628	14.608	0.411
Dominican Republic	21.013	1.694	16.636	21.747	0.832	17.412	18.005	1.510	15.775
Ecuador	24.001	1.183	13.603	23.610	0.957	15.530	18.128	1.383	15.647
Egypt	16.612	5.932	21.104	18.598	3.856	20.593	15.752	3.835	18.109
El Salvador	20.781	1.917	16.872	21.015	1.535	18.152	17.572	1.957	16.223
Equatorial Guinea	1.857	23.713	39.852	2.004	23.639	41.406	3.578	23.778	38.135
Ethiopia	9.203	30.787	47.310	8.284	29.669	47.750	13.670	34.189	48.589
Fiji	18.936	3.693	18.745	20.376	2.148	18.796	14.737	4.881	19.160
Finland	35.282	12.045	2.151	37.882	14.662	1.111	31.699	12.619	1.587
France	38.142	14.799	0.752	40.153	16.842	1.182	34.461	15.468	1.274
Gabon	30.585	7.523	6.919	30.719	7.784	8.348	25.479	6.201	8.032
Gambia, The	0.443	22.353	38.418	0.128	21.591	39.252	5.766	26.034	40.401
Germany	37.392	14.076	0.010	39.447	16.164	0.470	34.498	15.506	1.312
Ghana	0.425	21.517	37.536	1.446	20.326	37.920	3.968	24.180	38.539
Greece	36.282	13.008	1.136	37.428	14.226	1.570	31.709	12.628	1.577
Guatemala	23.129	0.344	14.488	23.428	0.782	15.713	18.529	0.969	15.231
Guinea	1.439	23.311	39.428	0.221	21.927	39.605	5.520	25.780	40.146
Guinea-Bissau	6.208	27.903	44.270	6.985	28.422	46.438	8.191	28.537	42.914
Guyana	8.434	13.806	29.406	8.626	13.431	30.667	7.159	12.700	27.011
Haiti	11.458	10.894	26.336	10.606	11.530	28.666	3.651	16.319	30.646
Honduras	18.090	4.509	19.604	18.323	4.120	20.871	11.880	7.829	22.120
Hong Kong	32.884	9.736	4.585	37.499	14.294	1.498	33.684	14.666	0.469
Hungary	29.827	6.792	7.689	31.445	8.481	7.614	25.784	6.516	7.716
Iceland	37.816	14.485	0.421	39.925	16.624	0.953	32.304	13.242	0.961
India	5.541	16.591	32.343	8.215	13.826	31.083	4.177	15.777	30.101
Indonesia	10.507	11.809	27.302	12.791	9.432	26.460	10.389	9.367	23.664
Iran	28.436	5.453	9.101	28.570	5.720	10.519	23.442	4.100	10.142
Iraq	31.896	8.785	5.588	33.325	10.286	5.715	18.216	1.292	15.556
Ireland	34.606	11.394	2.837	37.637	14.426	1.359	32.961	13.920	0.280
Israel	36.907	13.609	0.502	38.588	15.339	0.398	33.663	14.645	0.447
Italy	38.155	14.811	0.766	40.375	17.056	1.407	35.813	16.863	2.675
Jamaica	21.818	0.919	15.819	25.086	2.375	14.038	20.265	0.822	13.433
Japan	37.065	13.761	0.342	39.841	16.543	0.868	34.058	15.052	0.856
Jordan	26.392	3.485	11.176	25.334	2.612	13.788	17.918	1.600	15.864
Kenya	2.648	19.376	35.279	4.848	17.059	34.484	1.291	21.418	35.766
Korea, Republic of	26.465	3.555	11.102	31.179	8.225	7.883	28.314	9.126	5.094
Laos	1.650	20.337	36.293	2.933	18.898	36.419	0.035	20.122	34.464
Lebanon	44.411	20.834	7.116	32.689	9.675	6.357	28.146	8.952	5.269

Lesotho	0.861	22.755	38.842	2.014	19.780	37.346	2.039	22.189	36.539
Liberia	7.273	14.923	30.584	4.021	25.575	43.443	22.672	43.476	57.916
Luxembourg	41.821	18.341	4.487	45.274	21.760	6.356	39.779	20.954	6.783
Macao	33.627	10.451	3.832	38.242	15.007	0.748	34.070	15.065	0.869
Madagascar	2.405	24.242	40.409	0.339	21.389	39.038	6.217	26.500	40.868
Malawi	2.323	24.162	40.326	3.145	24.735	42.559	8.910	29.279	43.659
Malaysia	22.191	0.560	15.441	25.014	2.305	14.111	23.236	3.887	10.356
Maldives	11.907	10.461	25.880	16.208	6.150	23.007	12.361	7.333	21.622
Mali	0.026	21.951	37.994	2.867	18.962	36.485	1.623	21.760	36.109
Malta	31.249	8.161	6.246	35.151	12.039	3.870	31.415	12.325	1.882
Mauritania	6.320	15.841	31.552	7.079	14.917	32.230	1.855	18.172	32.506
Mauritius	17.799	4.788	19.899	21.773	0.807	17.385	17.847	1.673	15.938
Mexico	33.070	9.915	4.397	32.924	9.900	6.121	23.728	4.394	9.846
Mongolia	13.046	9.364	24.724	16.683	5.695	22.528	4.373	15.574	29.897
Morocco	14.802	7.674	22.942	16.225	6.134	22.990	9.772	10.004	24.304
Mozambique	11.574	33.069	49.717	8.928	30.288	48.401	15.548	36.127	50.536
Namibia	21.508	1.218	16.134	22.066	0.525	17.089	16.010	3.568	17.841
Nepal	0.415	21.526	37.547	1.872	19.917	37.490	2.118	22.271	36.622
Netherlands	40.280	16.857	2.923	41.057	17.710	2.096	35.451	16.490	2.300
New Zealand	36.506	13.223	0.909	35.822	12.683	3.193	31.022	11.920	2.289
Nicaragua	19.635	3.021	18.035	14.736	7.564	24.495	7.539	12.308	26.617
Niger	0.972	22.862	38.955	0.933	22.611	40.324	6.992	27.299	41.671
Nigeria	9.120	13.145	28.709	8.677	13.383	30.616	2.388	17.622	31.953
Norway	40.018	16.605	2.656	41.585	18.218	2.630	37.452	18.554	4.373
Oman	37.280	13.969	0.123	37.216	14.022	1.784	30.979	11.876	2.333
Pakistan	12.800	9.601	24.974	15.065	7.248	24.162	10.687	9.060	23.356
Panama	24.422	1.589	13.175	24.193	1.517	14.941	19.031	0.452	14.712
Papua New Guinea	10.579	11.740	27.228	9.730	12.371	29.552	7.331	12.522	26.833
Paraguay	18.195	4.407	19.497	19.230	3.249	19.954	12.744	6.937	21.224
Peru	21.939	0.803	15.697	20.295	2.227	18.879	16.225	3.347	17.619
Philippines	10.606	11.714	27.201	12.371	9.835	26.884	6.695	13.179	27.492
Poland	25.589	2.712	11.992	25.803	3.063	13.314	22.007	2.619	11.628
Portugal	29.243	6.230	8.282	32.683	9.669	6.364	28.151	8.958	5.263
Puerto Rico	36.895	13.598	0.514	39.938	16.636	0.966	34.158	15.155	0.960
Romania	23.657	0.852	13.952	23.370	0.727	15.772	16.036	3.542	17.815
Rwanda	2.062	23.911	40.061	0.911	22.589	40.301	7.683	28.012	42.387
Senegal	4.080	17.997	33.826	4.695	17.206	34.639	0.011	20.097	34.439
Seychelles	28.341	5.361	9.198	32.653	9.640	6.394	28.030	8.833	5.389
Sierra Leone	3.152	18.891	34.768	4.360	17.528	34.977	2.827	23.002	37.356
Singapore	34.153	10.957	3.298	37.443	14.240	1.555	35.266	16.299	2.108
Solomon Islands	17.962	4.631	19.733	17.436	4.972	21.767	13.319	6.345	20.630
Somalia	2.115	23.962	40.115	0.760	22.444	40.149	9.856	30.254	44.638
South Africa	26.924	3.998	10.636	26.797	4.017	12.310	20.063	0.613	13.642
Spain	36.138	12.869	1.282	38.548	15.301	0.439	32.900	13.858	0.343
Sri Lanka	9.379	12.896	28.447	11.071	11.084	28.197	8.186	11.641	25.947
Sudan	6.295	15.865	31.578	8.846	13.220	30.444	5.020	14.906	29.227
Suriname	31.917	8.805	5.567	30.600	7.669	8.468	22.444	3.070	11.176
Swaziland	16.151	6.375	21.572	19.461	3.028	19.722	13.720	5.931	20.214

Sweden	36.726	13.435	0.685	38.634	15.384	0.351	33.398	14.371	0.173
Switzerland	39.941	16.531	2.578	41.044	17.698	2.083	34.325	15.328	1.133
Syria	21.834	0.904	15.803	19.782	2.719	19.397	15.620	3.971	18.245
Taiwan	28.913	5.913	8.617	33.716	10.661	5.320	30.830	11.722	2.488
Tanzania	5.228	26.960	43.275	3.621	25.191	43.039	8.950	29.320	43.700
Thailand	12.321	10.063	25.460	16.884	5.502	22.325	15.710	3.878	18.152
Togo	2.920	19.114	35.003	4.392	17.497	34.944	3.026	23.207	37.562
Trinidad & Tobago	29.454	6.434	8.067	30.308	7.389	8.763	24.445	5.135	9.102
Tunisia	20.592	2.099	17.064	21.127	1.428	18.039	15.937	3.643	17.917
Turkey	24.610	1.769	12.985	26.906	4.122	12.200	21.772	2.377	11.871
Uganda	6.487	28.172	44.553	4.885	26.405	44.316	6.832	27.134	41.506
United Kingdom	36.121	12.852	1.300	38.293	15.056	0.696	33.573	14.552	0.354
United States	39.537	16.141	2.168	41.203	17.851	2.244	36.037	17.094	2.907
Uruguay	20.592	2.099	17.064	23.174	0.539	15.970	20.397	0.958	13.296
Venezuela	28.901	5.901	8.629	28.762	5.904	10.325	23.357	4.012	10.230
Vietnam	1.202	23.083	39.188	0.810	20.936	38.563	0.876	20.990	35.335
Zambia	6.740	15.436	31.125	6.291	15.674	33.026	2.394	22.556	36.908
Zimbabwe	9.844	31.404	47.961	8.296	29.680	47.762	13.644	34.163	48.563

Fonte: Elaborado pelo autor a partir dos resultados do Stata.

Tabela 11: *t-values* em módulo para a definição do grupo de renda: período 2000-2008

País	2000			2005			2008		
	poor	middle	rich	poor	middle	rich	poor	middle	rich
Afghanistan	6.663	28.548	46.233	7.434	26.122	40.157	0.359	20.595	36.735
Albania	15.378	6.448	23.621	11.460	6.208	20.202	17.717	2.885	18.661
Algeria	21.120	0.691	17.730	14.337	3.176	17.163	17.890	2.709	18.482
Angola	10.361	11.479	28.768	6.100	11.857	25.863	14.547	6.119	21.962
Argentina	26.085	4.287	12.637	18.440	1.149	12.830	23.910	3.433	12.214
Australia	39.424	17.661	1.048	32.502	15.970	2.023	36.900	16.687	1.311
Austria	40.068	18.308	1.709	32.301	15.758	1.810	36.765	16.549	1.171
Bahamas	35.539	13.767	2.937	28.452	11.701	2.255	32.804	12.508	2.953
Bahrain	34.919	13.145	3.574	27.591	10.794	3.164	32.662	12.363	3.101
Bangladesh	0.165	21.702	39.229	5.362	23.938	37.969	0.874	21.853	38.018
Barbados	34.189	12.412	4.323	25.644	8.742	5.221	29.801	9.444	6.080
Belgium	40.542	18.783	2.195	32.778	16.261	2.315	37.332	17.128	1.761
Belize	26.390	4.593	12.323	19.397	2.157	11.819	22.896	2.399	13.269
Benin	3.170	18.688	36.145	3.822	22.315	36.343	1.704	22.700	38.883
Bhutan	15.790	6.036	23.199	8.761	9.053	23.053	13.519	7.168	23.032
Bolivia	14.351	7.478	24.675	7.173	10.727	24.730	11.331	9.401	25.311
Botswana	24.714	2.913	14.043	17.211	0.146	14.127	22.344	1.836	13.844
Brazil	23.236	1.431	15.559	15.608	1.836	15.821	20.194	0.358	16.082
Brunei	44.982	23.234	6.750	36.325	20.000	6.061	38.999	18.828	3.497
Bulgaria	21.926	0.118	16.903	18.405	1.112	12.867	23.185	2.694	12.968
Burkina Faso	2.364	24.238	41.823	8.595	27.346	41.384	4.899	25.960	42.209
Burundi	11.387	33.284	51.079	19.778	39.133	53.196	17.170	38.479	54.985
Cambodia	0.648	21.218	38.733	3.124	21.580	35.606	1.790	19.135	35.244

Cameroon	8.288	13.557	30.895	1.347	16.867	30.883	4.845	16.018	32.064
Canada	39.173	17.411	0.791	31.476	14.889	0.939	35.477	15.235	0.170
Cape Verde	13.446	8.385	25.603	6.574	11.358	25.363	12.023	8.694	24.590
Central African Republic	5.172	27.053	44.703	13.885	32.922	46.972	9.197	30.345	46.684
Chad	1.764	23.636	41.208	2.084	20.483	34.507	0.169	20.789	36.933
Chile	27.708	5.915	10.972	21.182	4.039	9.934	25.110	4.658	10.964
China Version 1	9.630	12.212	29.518	7.682	10.190	24.192	14.576	6.090	21.932
China Version 2	11.045	10.792	28.066	8.771	9.042	23.042	15.565	5.081	20.902
Colombia	22.524	0.717	16.290	15.694	1.746	15.730	20.603	0.060	15.657
Comoros	0.390	22.258	39.798	8.114	26.839	40.876	5.450	26.522	42.783
Congo, Dem. Rep.	22.196	44.122	62.168	21.750	41.211	55.278	18.052	39.380	55.904
Congo, Republic of	10.752	11.086	28.366	2.585	15.563	29.576	4.797	16.067	32.114
Costa Rica	26.708	4.912	11.997	19.044	1.786	12.191	23.741	3.261	12.389
Cote d'Ivoire	6.652	15.197	32.573	2.092	20.492	34.516	0.858	20.086	36.215
Cuba	25.312	3.512	13.430	18.529	1.242	12.736	23.803	3.325	12.325
Cyprus	32.881	11.101	5.665	24.816	7.869	6.096	29.115	8.744	6.794
Denmark	38.703	16.939	0.309	31.105	14.498	0.548	35.309	15.064	0.345
Dominican Republic	23.967	2.164	14.809	16.777	0.605	14.586	22.553	2.049	13.627
Ecuador	19.985	1.829	18.895	13.808	3.733	17.721	18.039	2.557	18.327
Egypt	20.097	1.717	18.780	13.294	4.275	18.264	18.121	2.473	18.241
El Salvador	21.670	0.140	17.166	14.842	2.644	16.630	19.158	1.414	17.161
Equatorial Guinea	23.468	1.663	15.321	26.007	9.125	4.837	33.334	13.049	2.401
Ethiopia	8.587	30.477	48.207	14.842	33.930	47.982	9.218	30.366	46.706
Fiji	18.426	3.392	20.494	11.496	6.170	20.164	14.650	6.014	21.855
Finland	37.543	15.776	0.881	30.709	14.081	0.129	35.506	15.265	0.140
France	39.028	17.265	0.642	31.450	14.861	0.912	35.744	15.508	0.109
Gabon	28.371	6.580	10.291	19.110	1.855	12.122	22.622	2.120	13.554
Gambia, The	2.239	24.112	41.694	5.149	23.714	37.744	0.506	20.445	36.581
Germany	39.131	17.368	0.747	30.817	14.194	0.243	35.286	15.040	0.369
Ghana	0.867	22.736	40.287	6.360	24.991	39.023	1.571	22.564	38.744
Greece	36.431	14.661	2.023	29.941	13.270	0.683	34.781	14.525	0.895
Guatemala	22.649	0.842	16.161	14.735	2.756	16.743	18.786	1.794	17.548
Guinea	3.564	25.441	43.054	9.076	27.853	41.892	6.674	27.771	44.058
Guinea-Bissau	8.012	29.901	47.617	8.442	27.185	41.223	4.990	26.053	42.304
Guyana	14.663	7.166	24.355	8.256	9.585	23.586	12.678	8.026	23.908
Haiti	6.131	15.720	33.108	2.917	21.362	35.387	0.423	20.530	36.668
Honduras	14.925	6.903	24.086	8.696	9.121	23.121	13.088	7.608	23.481
Hong Kong	37.598	15.831	0.825	30.794	14.170	0.218	35.911	15.678	0.282
Hungary	31.375	9.591	7.210	25.572	8.666	5.296	29.937	9.583	5.938
Iceland	38.096	16.331	0.314	32.082	15.528	1.579	36.352	16.128	0.742
India	9.353	12.490	29.803	5.375	12.622	26.629	10.719	10.025	25.948
Indonesia	12.041	9.794	27.044	6.111	11.846	25.851	10.712	10.032	25.955
Iran	26.807	5.011	11.896	19.607	2.379	11.597	25.129	4.677	10.944
Iraq	24.368	2.565	14.398	14.990	2.488	16.474	19.595	0.969	16.706
Ireland	39.461	17.699	1.086	32.680	16.157	2.210	36.315	16.090	0.702
Israel	37.948	16.182	0.466	29.877	13.203	0.750	34.096	13.826	1.608
Italy	40.049	18.289	1.689	31.853	15.286	1.337	35.716	15.479	0.079
Jamaica	25.090	3.290	13.657	17.827	0.502	13.477	21.389	0.861	14.839

Japan	37.948	16.182	0.466	30.685	14.055	0.104	34.874	14.620	0.797
Jordan	20.010	1.804	18.869	14.048	3.481	17.469	17.646	2.958	18.736
Kenya	1.508	20.355	37.850	5.516	24.101	38.132	1.965	22.966	39.154
Korea, Republic of	33.693	11.916	4.831	27.222	10.405	3.554	32.143	11.833	3.642
Laos	4.207	17.649	35.082	0.560	18.877	32.897	5.927	14.914	30.938
Lebanon	29.733	7.945	8.894	22.550	5.481	8.489	28.253	7.864	7.692
Lesotho	1.907	19.955	37.441	4.939	23.492	37.522	0.216	21.181	37.333
Liberia	5.808	27.690	45.356	17.632	36.871	50.928	12.996	34.220	50.639
Luxembourg	44.424	22.675	6.178	36.270	19.941	6.002	41.967	21.857	6.587
Macao	34.763	12.989	3.733	31.518	14.933	0.983	38.071	17.882	2.531
Madagascar	2.867	24.742	42.339	11.010	29.891	43.934	6.967	28.070	44.362
Malawi	5.383	27.264	44.920	12.872	31.854	45.901	8.005	29.128	45.443
Malaysia	27.352	5.558	11.337	20.323	3.133	10.841	25.052	4.599	11.025
Maldives	17.043	4.779	21.913	11.131	6.555	20.549	13.776	6.905	22.764
Mali	2.291	19.571	37.047	3.083	21.536	35.562	1.222	19.715	35.836
Malta	36.268	14.497	2.190	28.201	11.437	2.520	32.517	12.215	3.252
Mauritania	4.083	17.773	35.208	2.331	20.744	34.768	2.629	18.279	34.371
Mauritius	23.666	1.862	15.118	17.113	0.250	14.231	21.857	1.339	14.351
Mexico	29.079	7.289	9.565	22.237	5.150	8.820	26.149	5.718	9.882
Mongolia	8.429	13.416	30.750	2.323	15.839	29.853	8.149	12.647	28.624
Morocco	13.844	7.987	25.195	8.000	9.855	23.856	12.851	7.850	23.728
Mozambique	10.295	32.189	49.959	12.755	31.731	45.778	7.744	28.863	45.172
Namibia	19.813	2.002	19.071	12.692	4.910	18.900	17.195	3.418	19.205
Nepal	1.966	19.896	37.381	5.919	24.526	38.558	2.067	23.070	39.261
Netherlands	40.323	18.564	1.971	32.360	15.821	1.873	36.939	16.727	1.353
New Zealand	35.585	13.813	2.890	28.571	11.827	2.129	32.304	11.997	3.474
Nicaragua	11.127	10.710	27.982	2.993	15.133	29.145	6.453	14.377	30.389
Niger	4.508	26.388	44.023	10.304	29.147	43.189	4.701	25.758	42.003
Nigeria	5.830	16.022	33.416	1.885	16.300	30.315	7.924	12.877	28.858
Norway	42.446	20.692	4.149	35.169	18.781	4.840	39.126	18.959	3.630
Oman	35.628	13.856	2.846	27.928	11.149	2.808	34.139	13.870	1.563
Pakistan	12.018	9.817	27.068	5.184	12.823	26.830	9.318	11.454	27.407
Panama	23.095	1.290	15.704	16.216	1.196	15.179	22.290	1.781	13.900
Papua New Guinea	9.649	12.192	29.498	2.427	15.729	29.742	8.304	12.489	28.463
Paraguay	14.985	6.843	24.025	7.363	10.526	24.529	11.391	9.339	25.248
Peru	19.413	2.403	19.482	12.868	4.725	18.715	18.906	1.672	17.424
Philippines	11.600	10.236	27.497	4.145	13.918	27.928	9.583	11.184	27.131
Poland	28.315	6.523	10.349	22.317	5.236	8.734	28.121	7.730	7.829
Portugal	32.940	11.161	5.603	25.087	8.154	5.810	29.081	8.710	6.829
Puerto Rico	40.438	18.679	2.089	31.614	15.034	1.085	34.905	14.651	0.766
Romania	19.321	2.494	19.575	16.828	0.550	14.532	22.612	2.109	13.565
Rwanda	4.978	26.859	44.505	9.775	28.590	42.631	4.770	25.828	42.075
Senegal	4.441	17.415	34.842	1.886	20.275	34.298	1.569	19.361	35.475
Seychelles*	33.706	11.929	4.817	-	-	-	-	-	-
Sierra Leone*	5.589	27.471	45.132	-	-	-	-	-	-
Singapore*	40.862	19.104	2.524	-	-	-	-	-	-
Solomon Islands	12.207	9.628	26.874	5.073	12.940	26.948	12.956	7.742	23.618
Somalia	7.297	29.183	46.883	14.145	33.196	47.246	10.869	32.051	48.425

South Africa	23.722	1.918	15.061	17.258	0.097	14.078	21.769	1.250	14.442
Spain	37.744	15.978	0.675	29.795	13.116	0.837	33.571	13.290	2.155
Sri Lanka	13.263	8.568	25.790	7.499	10.383	24.386	13.059	7.637	23.511
Sudan	11.501	10.336	27.599	4.377	13.673	27.682	9.030	11.749	27.707
Suriname	24.833	3.032	13.921	20.724	3.556	10.417	25.542	5.099	10.514
Swaziland	16.618	5.205	22.349	8.951	8.852	22.852	12.406	8.304	24.191
Sweden	38.620	16.856	0.224	31.568	14.986	1.036	35.774	15.539	0.140
Switzerland	38.794	17.031	0.402	30.813	14.190	0.238	35.195	14.947	0.464
Syria	19.389	2.427	19.506	12.347	5.273	19.265	15.614	5.030	20.851
Taiwan	36.817	15.048	1.626	29.976	13.308	0.645	34.486	14.224	1.202
Tanzania	4.613	26.493	44.130	8.531	27.278	41.316	3.121	24.146	40.358
Thailand	18.137	3.682	20.790	12.593	5.014	19.005	17.188	3.425	19.212
Togo	0.917	22.787	40.338	9.839	28.657	42.697	7.043	28.147	44.441
Trinidad & Tobago	31.431	9.648	7.152	26.904	10.070	3.890	34.258	13.992	1.439
Tunisia	21.281	0.529	17.565	14.704	2.789	16.776	19.509	1.057	16.796
Turkey	27.179	5.384	11.514	21.012	3.859	10.113	26.540	6.118	9.475
Uganda	1.547	23.418	40.984	6.332	24.961	38.994	1.803	22.800	38.985
United Kingdom	38.696	16.932	0.301	31.477	14.890	0.940	35.760	15.524	0.125
United States	41.192	19.435	2.862	33.864	17.406	3.461	37.944	17.752	2.399
Uruguay	24.552	2.750	14.209	16.964	0.407	14.389	22.590	2.087	13.588
Venezuela	25.590	3.791	13.145	17.291	0.062	14.043	22.256	1.746	13.936
Vietnam	5.245	16.609	34.017	1.136	17.090	31.106	5.917	14.925	30.948
Zambia	0.142	22.010	39.543	1.073	19.418	33.439	5.621	15.226	31.256
Zimbabwe	10.242	32.137	49.905	25.604	45.273	59.348	24.931	46.398	63.067

* - Sem observações disponíveis para os anos 2005 e 2008.

Fonte: Elaborado pelo autor a partir dos resultados do Stata.